الإحصاء التربوي

يدوياً وباستخدام SPSS

أ.د/ حجاج غانم





ب

www.books4arab.me


https://t.me/kotokhatab





الإحصاء التربوي

يدويًا وباستخدام SPSS

أ.د/ حجاج غانم
كلية التربية بقنا
جامعة جنوب الوادي

عالم الكتب

غانم ، حجاج .

الإحصاء التربوى يدويا وباستخدام SPSS / حجاج غانم . ط 1 . –

القاهرة : عالم الكتب ، 2008 م .

620 ص ، 24 سم (مجلد)

تدمك : 3– 621– 232–977

1- التعليم – الطرق الاحصائية

أ – العنوان

370.182

عالم الكتب

نشر ، توزيع ، طباعة

❖ الإدارة :
16 شارع جواد حسنى - القاهرة
تليفون : 23924626
فاكس : 0020223939027

❖ المكتبة :
38 شارع عبد الخالق ثروت - القاهرة
تليفون : 23926401 - 23959534
ص . ب 66 محمد فريد
الرمز البريدى : 11518

❖ الطبعة الأولى
1429 هـ - 2008 م

❖ رقم الإيداع 1737 / 2008

❖ الترقيم الدولى I.S.B.N
977 - 232 –621 –3

❖ الموقع على الإنترنت : WWW.alamalkotob.com

❖ البريد الإلكترونى : info@alamalkotob.com

بسم الله الرحمن الرحيم

وَقُلْ ربِّ زِدْنِى عِلْماً

صدق الله العظيم

من الآية (١١٤) من سورة طه

أهدى هذا الكتاب

إلى.....

جامعتى التى تعلمت فيها

جامعة جنوب الوادى

هذا الكتاب

لقد نبعت الفكرة الرئيسية لهذا الكتاب من طبيعة العصر الحالى الذى نعيش فيه و الذى تسيطر عليه التكنولوجيا بصورة فاقت الخيال في كافة المجالات و العلوم و من هذه العلوم علم الإحصاء *Statistics* حتى رأينا أن هناك برامج جاهزة على الكمبيوتر لإجراء المعالجات الإحصائية المختلفة (المتوسط -الوسيط -المنوال -معامل الارتباط -اختبار ت- اختبار ف -تحليل الانحدار-الاختبارات اللابارامترية ....إلى آخره من المعالجات الإحصائية) .

و من ثم رأى المؤلف ثمة فائدة قد تعود على القارئ إذا تم تزويده بكيفية إجراء المعالجات الإحصائية يدوياً *Manually* و كذلك الكترونياً باستخدام إحدى البرامج الإحصائية حتى تتسع دائرة الفهم لدى القارئ أو الباحث أو المهتم بعلم الإحصاء.

و على ذلك تم عرض الأسلوب الإحصائى و كيفية حسابه يدوياً من خلال أمثلة نفسية و تربوية ، ثم تم تزويد القارئ بالطريقة الالكترونية لإجراء نفس المعالجة الإحصائية عن طريق الكمبيوتر متمثلاً في إحدى البرامج الإحصائية و هو برنامج *SPSS*

مقدمة الكتاب

لقد نبعت الفكرة الرئيسية لهذا الكتاب من طبيعة العصر الحالى الذى نعيش فيه و الذى تسيطر عليه التكنولوجيا بصورة فاقت الخيال فى كافة المجالات و العلوم و من هذه العلوم علم الإحصاء *Statistics* حتى رأينا أن هناك برامج جاهزة على الكمبيوتر لإجراء المعالجات الإحصائية المختلفة (المتوسط –الوسيط –المنوال –معامل الارتباط –اختبار ت–اختبار ف – تحليل الانحدار–الاختبارات اللابارامترية ....إلى آخره من المعالجات الإحصائية) .

و من ثم رأى المؤلف ثمة فائدة قد تعود على القارئ إذا تم تزويده بكيفية إجراء المعالجات الإحصائية يدوياً *Manually* و كذلك الكترونياً باستخدام إحدى البرامج الإحصائية حتى تتسع دائرة الفهم لدى القارئ أو الباحث أو المهتم بعلم الإحصاء.

و على ذلك تم عرض الأسلوب الإحصائى و كيفية حسابه يدوياً من خلال أمثلة نفسية و تربوية . ثم تم تزويد القارئ بالطريقة الالكترونية لإجراء نفس المعالجة الإحصائية عن طريق الكمبيوتر متمثلاً فى إحدى البرامج الإحصائية و هو برنامج *SPSS* ، و يؤمن المؤلف بالأهمية القصوى لكلا الطريقتين (اليدوية و الالكترونية) على حد سواء ، ففى الوقت الذى تتيح فيه الطريقة اليدوية الفرصة للقارئ أن يفهم كيفية إجراء المعالجة الإحصائية و تفاصيلها خطوة بخطوة مما يساعده على فهم الأسلوب الإحصائى و تفسير النتيجة الإحصائية المستخرجة و فهم معناها و مدلولها و مغزاها النفسى و التربوى ، نجد أيضاً وجود أهمية قصوى للطريقة الالكترونية لأنها تضمن الدقة فى إجراء المعالجة الإحصائية بشرطة سلامة تغذية الكمبيوتر بالبيانات ، و كذلك توفر الوقت و الجهد بصورة ملحوظة فالطريقة الالكترونية لا تكلف الباحث إلا الوقت و الجهد اللازمين لإدخال البيانات المراد معالجتها إحصائياً ومراجعتها و بعد ذلك يمكن إجراء العديد من المعالجات الإحصائية على هذه البيانات و بصورة أسرع و أدق بمراحل من الطريقة اليدوية، و هى امتداد طبيعى للتطور التكنولوجى الذى نعيش فيه. و يوجه المؤلف رسالة إلى الباحثين و المهتمين بعلم الإحصاء بضرورة فهم الطريقتين معاً اليدوية و الالكترونية على حد سواء ، فهما جناحان لطائر يسمى متمرس الإحصاء *statistics experienced* ، فإذا افتقد شخص

إحدى الجناحين سيفتقد صفة التمرس فى الإحصاء ،حيث أن الباحث مثلاً الذى يجيد إجراء المعالجات الإحصائية يدوياً بدون وجود سابق معرفة بالبرامج الإحصائية المعدة لمعالجة البيانات بدقة و توفير الوقت و الجهد هذا الباحث ما من شك ينقصه الكثير فى عالم الإحصاء، و العكس صحيح أيضاً فالباحث الذى لديه معرفة و خبرة بالبرامج الإحصائية و كيفية تشغيلها دون وعى و فهم لطبيعة المقاييس الإحصائية و كيفية حسابها يدوياً سيصبح حتماً عرضة لما يسمى بآلية البيانات دون فهم مغزاها النفسى و التربوى و سيفتقد القدرة على المفاضلة بين الأساليب الإحصائية المناسبة لتحليل البيانات و معالجتها و الكتاب الحالى عبارة عن ستة فصول الفصل الأول يعرض نبذة مختصرة عن برنامج *SPSS* و أهم نوافذه، أما الفصل الثانى عبارة عن شرح لبعض المفاهيم الإحصائية ، أما الفصل الثالث فيتعرض لجدولة البيانات الإحصائية و توزيعها و تنظيمها يدوياً و باستخدام برنامج *spss11* ، و الفصل الرابع يقدم كيفية تمثيل العرض البيانى للبيانات المتحصل عليها يدوياً و باستخدام *spss11*، أما الفصل الخامس فيتعرض للمقاييس الإحصائية الوصفية (المتوسط–الوسيط–المنوال–الانحراف المعيارى–معامل الارتباط و غيرها من المقاييس الإحصائية ...) و كيفية إجراء المعالجات الإحصائية لهذه المقاييس يدوياً وباستخدام *spss11* و يتعرض الفصل السادس لأساسيات الإحصاء الاستدلالى بعرض أشهر مقاييس الإحصاء الاستدلالى استخداماً و كذلك عرض البدائل اللابارامترية لهذه المقاييس و كيفية إجراء المعالجات الإحصائية لهذه المقاييس يدوياً و باستخدام *spss11* ، و أسأل الله أن أكون قد وفقت فى عرض المادة العلمية لهذا الكتاب بصورة تخدم أكبر قدر من القراء و الباحثين و المهتمين بهذا المجال.

و الله من وراء القصد .

دكتور/حجاج غانم
قسم علم النفس التربوى
كلية التربية بقنا
جامعة جنوب الوادى
٢٠٠٧/١٢/٢٤

الفصل الأول

نبذة عن برنامج *Spss* *

أولاً: التعريف بالبرنامج:

تعد الحروف *Spss* هى الأحرف الأولى للكلمات *Statistical Product And Service Solutions* و هى تعنى المنتج الإحصائى و الحلول الخدمية، و كانت منذ عهد قريب من إصدار هذا الكتاب تسمى *Statistical Package For Social Sciences* بمعنى الحزمة الإحصائية للعلوم الاجتماعية و هى مقابلة لنفس الحروف حتى يحافظ على الاسم الذى اشتهر به البرنامج (*Spss*) ، و لعل سبب تغير التسمية هو انتشار خدمات *spss* الإحصائية فى شتى المجالات و ليس مجال العلوم الاجتماعية فقط ، و هو برنامج إحصائى يستخدم فى تحليل و معالجة البيانات الإحصائية الكمية و الكيفية ،و هذا البرنامج يمكن تحميله على أجهزة الكمبيوتر *Ibm* ، و كذلك أجهزة الماكنتوش *Macintosh* ، من خلال اسطوانة تتيحها شركة *Spss* ،و يعمل هذا البرنامج على بيئة النوافذ و التى سهلت من التعامل معه مقارنة بنظام *Ms-Doc* الذى كان يعمل عليه سابقاً، كما يعد هذا البرنامج من أشهر البرامج الإحصائية التى تستخدم فى معالجة البيانات حيث يستخدم بواسطة العديد من المستخدمين *Users* فى شتى المجالات النفسية و التربوية و الاجتماعية و الاقتصادية.

و لقد أوضح *(Brace, et al. , 2006,2)* أن *Spss* برنامج كمبيوتر واسع الانتشار و هو مصمم لإجراء التحليل الاحصائى للبيانات و هو يستخدم فى شتى المجالات فيستخدمه الباحثون فى الجامعات و العاملون فى مجال علم النفس و العلوم الاجتماعية ، كما يستخدم فى تحليل بيانات الشركات الكبيرة .

---

* على القارئ ألا يكتفى بهذه النبذة و أن يطلع على مصادر أخرى لمعرفة الكثير عن هذا البرنامج الإحصائى ، كما ينبغى معرفة أن الأساليب الإحصائية المتضمنة فى هذا الكتاب ليست كل الأساليب المتضمنة فى برنامج SPSS ، و لكن تم تناول أشهر هذه الأساليب و أكثرها تداولاً بين الباحثين و المهتمين بالمجال التربوى و النفسى .

كما أوضح (Hinton et al., 2003,xv) أن التقدم فى تكنولوجيا الكمبيوتر يعنى الآن أن أى فرد يمكن أن يكون لديه برنامج Spss على سطح مكتب جهازه الشخصى ، و يمكن عن طريق هذا البرنامج إنجاز تحليل إحصائىمعقد على البيانات فى دقائق بل ثوانى و الذى كان من المستحيل على مدار سنوات عديدة مضت إنجاز هذا العمل بدون خبرة ، و أيضاً بتوافر قدر كاف من الوقت .

. و تم إنشاء أول إصدارة لبرنامج spss عام ١٩٦٨ ثم توالت الإصدارات إلى أن وصل البرنامج الآن إلى الإصدار رقم spss16 ، و إذا كان من المتوقع و الطبيعى ظهور إصدارات جديدة تالية للبرنامج و بذلك فإن عدد الإصدارات سيكون دالة لمتغيريى الزمن و التطور التكنولوجى الذى يشهده العالم، و الآن الإصدارة التى ستخضع للتطبيق فى هذا الكتاب هى الإصدارة رقم ١١ ، و فى هذا الصدد نشير إلى إن استخدام إصدارة أقدم لبرنامج Spss مما موجود حالياً شئ جائز فإصدارات Spss بينها تشابه ،و لا سيما الإصدارات الأخيرة و يكفى أن ترى جهود و آراء بعض المتخصصين فى هذا المجال كالتالى:

أشار (Cramer,1994,27-28) إلى أن Spss يتطور باستمرار و فى كل وقت و أن هناك إصدارات متنوعة منه يتم إنتاجها تباعاً ، و أن هذه الإصدارات ستتغير و ستستبدل بإصدارات جديدة عندما تتاح ، و حالياً(و الكلام ما زال على لسان Cramer) فإن آخر إصدارة هى Spss/Pc+4.0 (و هى الإصدارة المعتمدة على الكمبيوتر Pc تمييزاً لها عن إصدارات أخرى فى هذا الوقت تعتمد على نوع آخر من الأجهزة يسمى Mainframe)، و هذه الإصدارة الأخيرة للبرنامج تتشابه كثيراً مع الإصدارات السابقة مثل Spss/Pc+3.0 ,Spss 4&Spss-X .

•قدم (Babbie Et Al.,2003,3) الإصدارتين Spss 11 & Spss 11.5 و أشاروا إلى أن هناك إصدارات أقدم من Spss مثل الإصدارة Spss 7 و أعلى حتى الإصدارة Spss 10 والتى ستختلف فيها التعليمات و الإجراءات والشاشات بقدر طفيف Slightly.

بالرغم من أن (محسوب عبد القادر ، ٢٠٠٦ ، ٢١٠) أشار إلى أن آخر إصدارة لبرنامج Spss هى الإصدارة Spss14 ، إلا أنه قدم بعض التطبيقات العملية فى نهاية مؤلفه

لبرنامج Spss ذى إصدارة أقل من العاشرة ، و هذا واضح من النوافذ و الأوامر المعروضة

قدم (Pallant.,2007,Viii) دليلاً للإصدارة Spss 15 و أوضح أنه يمكن استخدامه لإصدارات أقدم من ذلك .

•أوضح (Field,2005,37-38) أن تغير إصدارات Spss ليس بالشئ المقلق بالنسبة للمستخدم لأن الفروق بين الإصدارات طفيفة جداً ، و يعطى Field مثلاً بالقول أن أول إصدارة قام بشرحها في طبعة سابقة من كتابه كانت الإصدارة Spss 9، و بالرغم من ذلك يمكن استخدام هذه الإصدارة بسهولة مع الإصدارات Spss 7,Spss 8,Spss 10,Spss 11&Spss 12 بدون أى صعوبة . و يستطرد Field قائلاً أن الإصدارة التى تناولها فى كتابه الحالى هى الإصدارة Spss 13 و لكن يمكن استخدامها مع إصدارات أقدم مثل Spss 7,Spss 7.5,Spss 8,Spss 9 . وظن أنه يمكن استخدام الإصدارة Spss 13 مع الإصدارات التالية التى ستظهر(Spss 14,Spss 15&Spss 16) . و لكن ربما يغير برنامج Spss كل شئ لا لشئ و لكن ليضايقنى Spite Me

قدم كل من (Brace, et al.,2006,Xiii) دليلاً للإصدارتين Spss 12 &Spss 13 و أشاروا إلى أن هناك فارق بسيط بين هاتين الإصدارتين و إصدارات أقدم مثل الإصدارتين Spss 8&Spss 9 و اللتان تحويان بعض الفروق البسيطة

قدم كل من (Morgan &Griego,1998,Iii) دليلاً للإصدارة Spss 7.5 و توقعا ظهور إصدارات أحدث فى المستقبل و مشابهة و قد كان .

قدم كل من (Landau &Everitt,2004,1) دليلاً للإصدار Spss 11.0.1 و أشارا إلى أنه يمكن خلال طباعة هذا الكتاب(كتابهما) أن تظهر إصدارات حديثة لبرنامج Spss و لكن المؤلفين واثقان من أن التعليمات المبينة في كتابهما سوف تفى بالغرض .

أوضح كل من (Kinnear&Gray,2004,X) أنه فى السنوات الأخيرة تم إنتاج إصدارات جديدة لبرنامج Spss بنجاح سريع و فيها تعديلات قليلة(و لكنها مفيدة) للإصدارات السابقة ، فمثلاً الإصدارة Spss 10 حولت نافذة البيانات إلى شاشتين هما عرض خصائص

المتغيرات *Variable View* ، و عرض البيانات *Data View* ، وتطور هذا الملمح في الإصدارات التالية للبرنامج .

ملاحظة

في ضوء الآراء التي تم عرضها سابقاً لبعض المتخصصين في مجال *Spss* نرى أنه لا توجد إصدارة دائمة لبرنامج *spss* (على الأقل حتى لحظة كتابة هذه السطور) ، نظراً للتعديل المستمر لإصدارات البرنامج كما و سبق و أوضحنا ، و على المستخدم الذى لديه إصدارة لبرنامج *Spss* مختلفة عن إصدارة *Spss11* (سواء أقل أو أكبر من هذه الإصدارة) ألا يقلق نظراً لوجود تشابه بين الإصدارات و لكن إدراك هذا التشابه يعتمد على قدرة المستخدم ووعيه و مثابرته فى التدريب على البرنامج و لعل الكتاب الحالي يكون أداة مساعدة من ضمن الأدوات التي من المكن أن تعين المستخدم على تعلم البرنامج .

و يمكن تقديم بعض الفروق الطفيفة بين الإصدارة *Spss11* و الإصدرات الأقل من *Spss 10* مثل الإصدارات *Spss 9 &Spss 8 , Spss7.5 , Spss 7* كالتالى:

	الإصدارات الأقل من *Spss 10*	الإصدارات ابتداء من *Spss 10*
نافذة تحرير البيانات *Data Editor*	تحتوى على شاشة واحدة فقط تسمى *Data Editor*	تحتوى على شاشتين : شاشة تعريف المتغيرات *Variable View* و شاشة عرض البيانات *Data View*
تعريف المتغيرات	يوجد كأول أمر فرعي ضمن أوامر قائمة *Data* ، و هو يحتوى على خصائص أقل للمتغيرات	يوجد فى شاشة مستقلة كما أوضحنا تسمى *Variable View* ، و تحتوى على عدد أكبر من خصائص المتغيرات
القائمة الخاصة بإجراء الأساليب الإحصائية المختلفة	تسمى *Statistics*	تسمى *Analyze*
الأمر الفرعي المتعلق بالإحصاءات الوصفية و التسدل من قائمة الأوامر الخاصة بإجراء الأساليب الاحصاية	يأتي من : *Statistics>Summarize*	يأتي من : *Analyze>Descriptive Statistics* .
عدد الأوامر الفرعية فى القوائم	أقل	أكبر

و في الوقت الذى نجد فيه العديد من الجهود الأجنبية التي عرضت من قبل الباحثين و المهتمين في مجال شرح *Spss* ، نجد أيضاً أن هناك جهود عربية* في هذا المجال .

و البرنامج يوفر إمكانية تناقل البيانات بينه و بين برامج البيانات الأخرى و لعل أشهرها برنامج *Excel* ، و هو يعالج البيانات الإحصائية و يحللها بواسطة العديد من الأساليب الإحصائية فمثلاً لمعرفة تكرار كل بيان من البيانات المتحصل عليها نستخدم الجداول التكرارية *Frequencies Tables* ، و لمعرفة القيمة أو البيان الذى يمكن اتخاذه كنقطة مركزية معبرة عن المستوى العام نظراً لتجمع غالبية البيانات حولها نستخدم مقاييس النزعة المركزية *Central Tendency Measures* مثل المتوسط أو الوسيط أو المنوال ، و لمعرفة دلالة الفروق بين مجموعتين في متغير ما نستخدم *T-Test* أو *ANOVA* ، و لمعرفة الفروق بين متوسطات أكثر من مجموعتين في متغير أو أكثر نستخدم *ANOVA* أو *MANOVA* على الترتيب،كما يمكن استخدام البرنامج في تنفيذ المعادلات الرياضية المختلفة و في التمثيل البياني ،و هكذا فالبرنامج يحوى العديد من الأساليب الإحصائية المهمة جداً للباحث و المسئول لأنها تقدم له دلالات و معاني لبياناته المتحصل عليها .

ثانياً: كيفية تشغيل برنامج *Spss* :

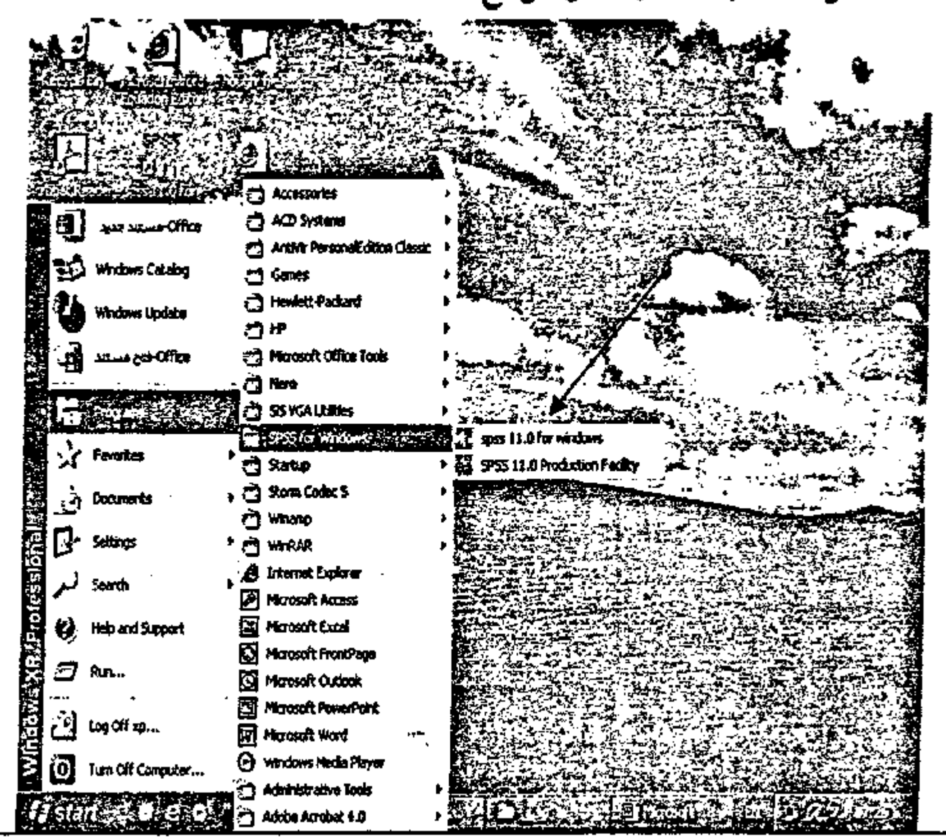
قبل أن تبدأ العمل على برنامج *Spss* عليك أن تكون ملم بمهارات الكمبيوتر و خاصة بيئة النوافذ *Windows* ، و لكي تفتح برنامج *Spss* ، هناك عدة طرق منها :

---

* منها على سبيل المثال لا الحصر:

- ابراهيم عبد الوكيل الفار(١٩٩٥). خطوة خطوة مع التحليل العاملي باستخدام SPSS . قطر: دار قطرى بن الفجاءة للنشر و التوزيع .
- صالح أرشيد العقيلي (١٩٩٨). التحليل الاحصائي باستخدام البرنامج (SPSS) . الأردن . دار شروق للنشرو التوزيع .
- سعود بن ضحيان الضحيان(٢٠٠٢)تحليل البيانات باستخدام برنامج SPSS 10 .الجزء الأول .خاص -سعودبن ضحيان الضحيان .
- ابراهيم الحكيم(٢٠٠٤).spss .المرجع في تحليل البيانات. سوريا .شعاع للنشر و العلوم .
- محسوب عبد القادر الضوى(٢٠٠٦).الاحصاء الاستدلالي المتقدم في التربية و علم النفس.القاهرة:مكتبة الانجلو المصرية .
- زكريا أحمد الشربيني(٢٠٠١). الإحصاء اللابارمترى مع استخدام spss في العلوم النفسية و التربوية و الاجتماعية(ط) .القاهرة ، ط، مكتبة الأنجلو المصرية .

١- الضغط على قائمة ابدأ *Start* ، ثم الذهاب إلى برامج *Programs* ، وتتبع السهم المنسدل من برامج حتى نصل إلى البرنامج *Spss For Windows* ، تتبع السهم المنسدل من هذا البرنامج لنصل إلى *Spss 11.0 For Windows* يتم الضغط بمؤشر الماوس على هذا العنصر الأخير لكي يتم فتح البرنامج و تسلسل الخطوات السابقة كما بالشكل الموضح:

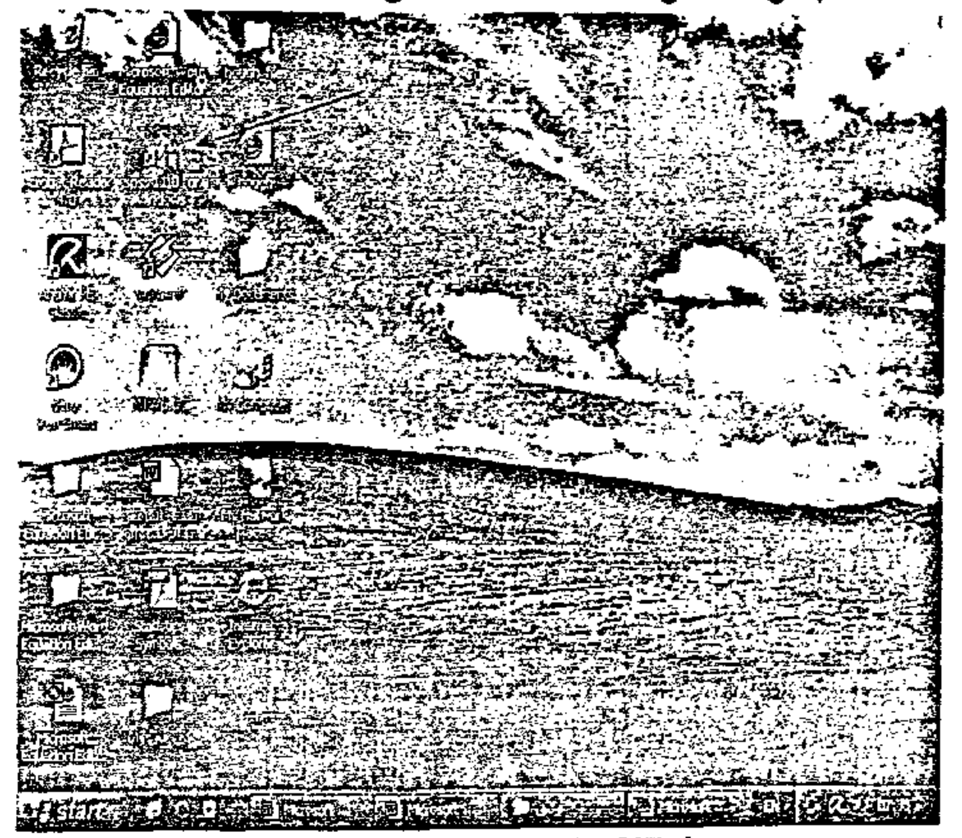


ملاحظة

كل مستخدمي الكمبيوتر يعلمون جيداً أنه يمكن أن نظهر قائمة إبدأ بشكل آخر ، و لكن هذا الشكل هو الوضع الكلاسيكي و إذا كانت قائمة إبدأ بالشكل الآخر فلن تختلف الطريقة كثيراً و عليك أن تجرب ذلك

٢-من المعروف أن أي برنامج له أيقونته المميزة التي تميزه عن غيره من البرامج و الأيقونة المميزة لبرنامج *Spss* هي : SPSS ، و بالضغط المزدوج على هذه

الأيقونة و التى من الممكن تواجدها على سطح المكتب كما هو معروف لكل مستخدمى الكمبيوتر يتم فتح البرنامج ، كما فى الشكل الموضح:

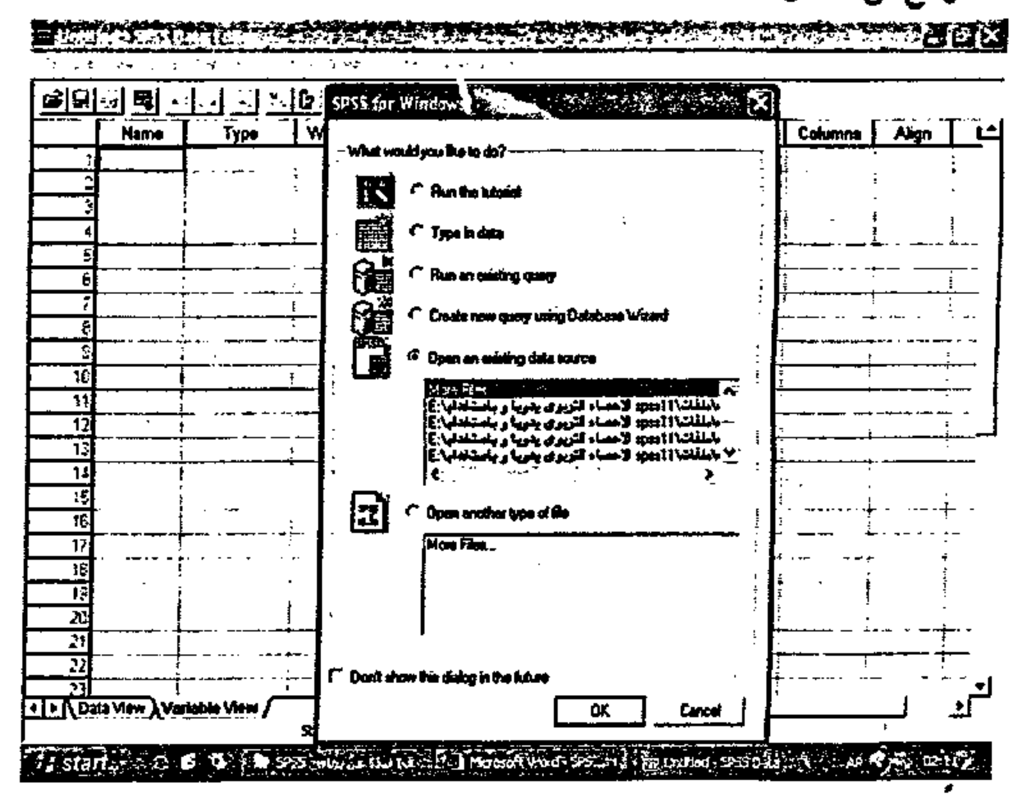


٣- يمكن فتح البرنامج ببساطة بالغة و بدون عناء من خلال فتح أى ملف بيانات خاص ببرنامج *Spss* تم تحريره ، و بمجرد فتح هذا الملف تكون بذلك قد فتحنا برنامج *Spss* ، و يمكننا إجراء العمليات الإحصائية المختلفة .

ملاحظة
برنامج *Spss* مثل البرامج التطبيقية *(Word,Ecxel,Powerpoint,...)*، وغيرها من البرامج الأخرى يتم فتح ملفاته و حفظها و تحريرها و غلقها ، بنفس طريقة هذه البرامج .

و عند فتح البرنامج بالطريقتين الأوليين سيظهر مربع حوار بمصاحبة النافذة الرئيسية للبرنامج هذا المربع تحت عنوان : ماذا تريد أن تفعل *What Would You Like To Do?*، هل فتح ملف أو التدريب على البرنامج أو كتابة بيانات جديدة أو فتح ملف قديم و غيرها من الاختيارات الأخرى و عليك أن تحدد الاختيار المناسب و

الذى غالباً يكون *Type In Data* أو *Open An Exciting Data Source* ، ثم الضغط بالماوس على نر الموافقة *Ok* ، يمكنك أن تتجاهل هذا المربع أصلاً بالضغط على الزرار *Cancel* ، كما يمكن أن تمنع مربع الحوار من الظهور مرة أخرى عند فتح البرنامج –و هو اختيار غير مفضل– بتحديد الاختيار *Don'T Show This Dialog In The Future* ، و شكل مربع الحوار و هو مصاحب للنافذة الرئيسية للبرنامج كما هو موضح فى الشكل:



ثالثاً : نوافذ برنامج *Spss* :

يتكون البرنامج من عدد من النوافذ المهمة فى إدخال البيانات و معالجتها و إظهار النتيجة فى صورتها النهائية و من هذه النوافذ نافذة محرر البيانات *Spss Data Editor* ، و نافذة عارض النتائج أو المخرجات *Spss Viewer* ، و النافذة النصية للبرنامج *Spss Syntax Editor* ، و نافذة تحرير الأشكال البيانية *Spss Chart Editor* ، و فيما يلى عرض بعض المعلومات عن نافذتى محرر البيانات و عارض المخرجات نظراً لكثرة تداولهما و استخدامهما من قبل الباحثين و المهتمين بالتحليل الإحصائى :

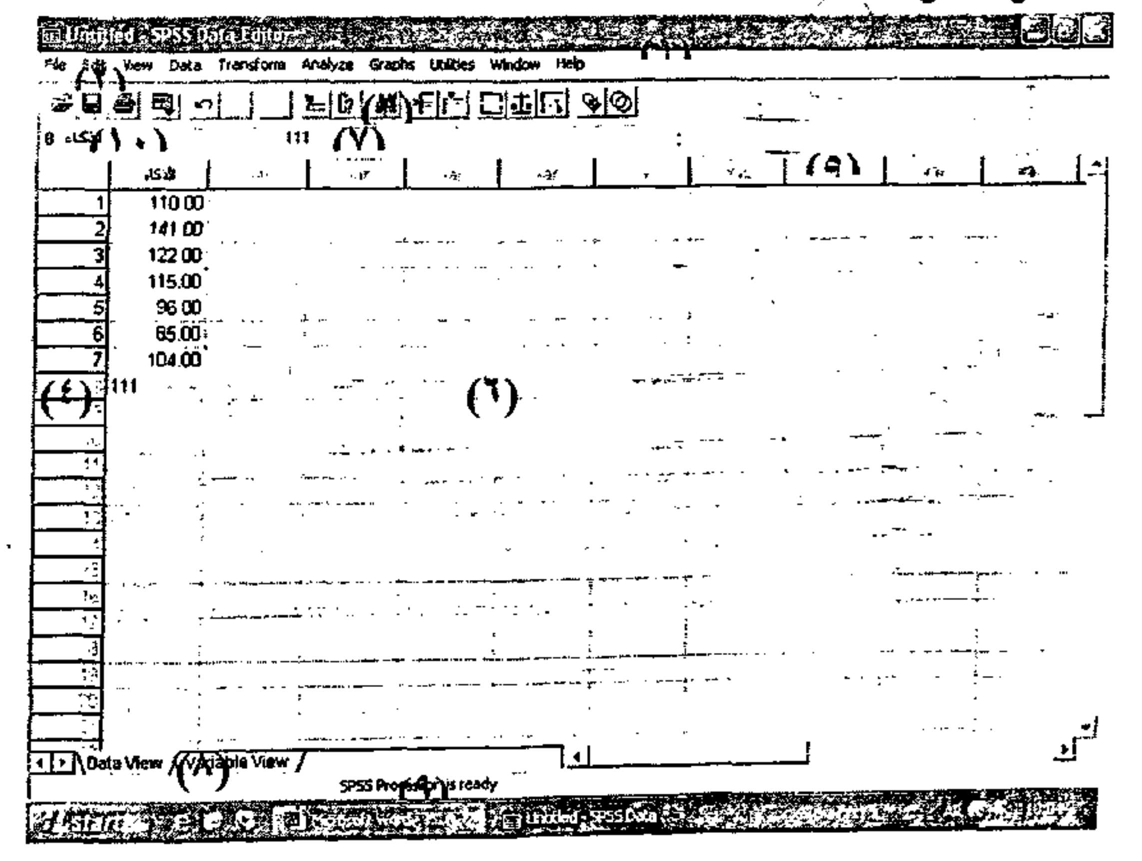
١- **نافذة محرر البيانات *Spss Data Editor*** :إن الهدف من هذه النافذة هى تهيئة البيانات و إدخالها لكى يتم معالجتها إحصائياً ، و لذلك فهى نافذة افتراضية للبرنامج حيث أنه بالرغم من احتواء البرنامج على عدد من النوافذ إلا أن أول نافذة يقوم بفتحها هى هذه النافذة ، و هى نافذة ثنائية الوجه وجهها الأول يسمى شاشة عرض البيانات *Data View* ، و الوجه الآخر يسمى شاشة عرض المتغيرات أو خصائص المتغيرات *Variables View* ، و يمكن التنقل بين الشاشتين من خلال أيقونتين متجاورتين فى الركن الأيسر السفلى للنافذة كل أيقونة تعبر عن الشاشة المطلوبة .

ملاحظة

يقوم البرنامج بفتح شاشة عرض البيانات أولاً ، و لكن هناك شاشة خلفية مهمة جداً هدفها هو تحرير أفضل خصائص للمتغيرات التى تعكسها البيانات المراد معالجتها و هى شاشة عرض خصائص المتغيرات ، و بالرغم من أهمية الشاشة الأخيرة فى تهيئة البيانات، حيث يقوم الباحث أو الإحصائى بالبدء بها أولاً عند تحليل بياناته ، إلا أننا سنبدأ بشرح شاشة عرض البيانات لأنها تعد الشاشة الرئيسية للنافذة.

أ- **شاشة عرض البيانات *Data View*** :

عند فتح برنامج *Spss* تظهر شاشة عرض البيانات *Data View* كما بالشكل:



و تتكون من :

١) **شريط العنوان** ***Title Bar*** : و هو كما موضح بالجزء(١) يكتب فيه اسم الملف و نوع النافذة المفتوحة ، و إذا لم نفتح ملف باسم معين يكون الاسم الإفتراضى ***Untitled*** ، و النافذة الافتراضية ***Data Editor*** و التى نحن بصددها .

٢) **شريط القوائم** ***Menu Bar*** : و هو كما موضح بالجزء (٢) فيه مجموعة من القوائم كل قائمة تحوى مجموعة من الأوامر الفرعية الخاصة بشاشة عرض البيانات و هذه القوائم هى ***File, Edit, View, Data , Transform, Analyze, Graphs , Utilities, Windows, Help*** و هى تتشابه فى بعضها مع القوائم الخاصة فى نافذة أخرى، و لكن هناك قوائم تميز نافذة عن أخرى و من القوائم التى تميز هذه النافذة ***Transform Data*** و هى قائمة تحوى العديد من الأوامر الفرعية مثل الأمر ***Compute*** و الذى يهتم بإجراء المعادلات الرياضية على المتغيرات ، و كذلك قائمة ***Analysis*** الذى يعد أهم أوامر برنامج ***Spss*** و من خلال الأوامر الفرعية التى يحويها نجرى العمليات الإحصائية المختلفة مثل المتوسط و الوسيط و المنوال و معامل الارتباط و الانحراف المعيارى و تحليل التباين و مربع كا و غيرها العديد من العمليات الإحصائية الأخرى .

تدريــــــب
حاول أن تفتح هذه القوائم لمعرفة ما فيها من أوامر فرعية

٣) **شريط الأدوات** ***Toolbar*** : و هو كما موضح بالجزء (٣) و هو يحتوى على أيقونات تسهل تنفيذ الأوامر ، و هى تعتبر أوامر بديلة ، مثل الأيقونة ، و التى تعنى الذهاب إلى الحالة رقم (.....) ، و هى نفس الأمر ***Data >>Go To Case ....*** ، و هناك أيقونات نشطة و أخرى غير نشطة على حسب قابليتها للتنفيذ فمثلاً الأيقونة ، هى أيقونة تشير إلى إدخال حالات جديدة بين الحالات الموجودة ، و نظراً لأننا لم ندخل أى بيانات فستظل هذه الأيقونة غير نشطة (شكلها باهت) حتى ندخل بيانات فتنشط مما يعنى قابليتها للتنفيذ .

تدريـــــب

حاول أن تجرب الأيقونات الأخرى لمعرفة وظائفها

٤) **الصفوف**: *Rows* : و هو كما موضح بالجزء (٤) هو مجموعة من الصفوف المتتالية تأخذ أرقاماً متسلسلة تصاعدياً ابتداءً من رقم ١ و حتى عدد من الصفوف يصل إلى ملايين ، كل صف يمثل حالة من الحالات التي يتم إدخال بياناتها ، و يتم التعبير عن كل حالة (صف) برقم ، فمثلاً عند إدخال بيانات لمتغيرات ما مثلاً (الذكاء-التوافق الدراسي-القدرة الإبتكارية) لعدد من التلاميذ قدره(٨٧)تلميذاً فان كل تلميذ يمثل حالة و يأخذ رقم .

٥) **الأعمدة**: *Columns* :و هو كما موضح بالجزء (٥) هو مجموعة من الأعمدة المتتالية كل عمود يمثل متغير من المتغيرات التي تعكسها البيانات التي يتم إدخالها ، و يتم تسمية كل متغير كما سيتم توضيحه عند شرح شاشة خصائص المتغيرات ، فمثلاً عند إدخال بيانات لمتغير الذكاء عند طلاب الجامعة فان المتغير هنا هو الذكاء و يتم التعبير عنه ببيانات ما .

تدريب

حدد الحالة و المتغير في الأسئلة الآتية:

ما هي درجة عبد الله في تحصيل مادة اللغة العربية ؟

ما هو عدد أفراد أسرة هناء ؟

ما هو المستوى الاجتماعي لفاطمة ؟

ما هي درجة دافعية الإنجاز لدى سمير؟

٦) **خلايا الشبكة** *Cells* : وهو موضح بالجزء (٦) ، و كل خلية من خلايا الشبكة تمثل بيان لحالة ما على متغير ما ، فمثلاً تمثل خلية معينة درجة محمد في التحصيل ، و يمكن إظهار الخطوط التي تفصل بين الخلايا أو إخفاءها من خلال الأمر: *View>Grid Lines* .

٧) **شريط إدخال البيانات** ***Cell Edition*** : و هو كما موضح بالجزء (٧) و هو شريط يمثل مرايا لكل ما يكتب في أى خلية من خلايا الشبكة فعند إدخال البيان : ١١١ مثلاً يكتب في الخلية و كذلك يظهر في شريط الإدخال و يتم إخفاء البيان من شريط الإدخال و تثبيته في الخلية و ذلك بالضغط على الذرار *Enter*، أو بالذرار *Tab* ، أو باسهم الاتجاهات



٨) **أيقونتا التنقل بين الشاشتين** ***Data View & Variable View***: و هما كما موضحان بالجزء (٨) ، و تستخدم هاتان الأيقونتان للتنقل بين شاشة عرض البيانات التى نحن بصددها *Data View* ،و شاشة خصائص المتغيرات *Variable View* و التى سيتم شرحها، و ذلك بالضغط على الأيقونة مرة واحدة فقط ، وجدير بالذكر أنه يمكن التنقل بين هذين الشاشتين بواسطة إجرائين بديلين وهما انه عندما نكون فى شاشة عرض البيانات و أردنا الانتقال لشاشة عرض خصائص المتغيرات نقوم بالضغط المزدوج *Double Click* على أى اسم من أسماء المتغيرات وعند عمل هذا الإجراء سيقوم البرنامج بالانتقال إلى شاشة عرض خصائص المتغيرات و ستكون الشاشة مهيئة لتحرير خصائص المتغير الذى ضغطنا على اسمه ضغطاً مزدوجاً و لكننا يمكننا التنقل إلى المتغيرات الأخرى لعرض خصائصها ، و فى المقابل إذا كنا فى شاشة خصائص المتغيرات و أردنا الانتقال لشاشة عرض البيانات نقوم بالضغط المزدوج *Double Click* على أى رقم من أرقام المتغيرات وعند عمل هذا الإجراء سيقوم البرنامج بالانتقال إلى شاشة عرض البيانات و ستكون الشاشة مهيئة لتحرير بيانات المتغير الذى ضغطنا على اسمه ضغطاً مزدوجاً و لكننا يمكننا التنقل إلى المتغيرات الأخرى لتحرير بياناتها .

٩) **شريط الحالة *Status Bar*** : و هو كما موضح بالجزء (٩)، وهو شريط يصف حالة العملية الإحصائية التى نجريها و مدى استجابة البرنامج لها ، و هو يمكن إظهاره أو إخفاؤه .

١٠) **موقع الخلية النشطة *Active cell*** : و هو موضح بالجزء (١٠) و هو شريط يصف موقع الخلية النشطة في الشبكة و التي يتم إدخال البيان فيها ، و يلاحظ من الشكل أن الموقع يتم فيه توضيح عنصرين أولهما اسم المتغير الذى يتم إدخال بياناته (الذكاء) ، و العنصر الثانى هو رقم الحالة التى يتم إدخال بيانات المتغير الخاص بها (٨).

تدريب

حاول أن تكتشف مكونات أخرى لشاشة عرض البيانات مع توضيح المكونات التى يمكن اخفاؤها و المكونات التي لا يمكن اخفاؤها

ب- **شاشة عرض خصائص المتغيرات *Variable View*** : هى الشاشة الخلفية لنافذة تحرير البيانات، و يتم الانتقال إليها كما سبق أن أوضحنا بالضغط على أيقونة *Variable View*و الموجودة فى الركن الأيسر السفلى من نافذة محرر البيانات بمجاورة أيقونة *Data View* ، و هى تتعلق بتحرير خصائص المتغيرات المراد معالجة بياناتها إحصائياً و تسمى هذه الشاشة بعرض المتغيرات أو عرض خصائص المتغيرات *Variable View* و الذى يتيح لك تحديد خصائص كل متغير من حيث اسمه و نوعه و مستوى قياسه و بطاقته و غيرها من الخصائص الأخرى التى سيتم شرحها تفصيليا في السطور القليلة التالية .

ملاحظة

فى الإصدارات الأقل من ١٠ ، فإن شاشة عرض خصائص المتغيرات موجودة كأمر فرعى من قائمة ***data*** هو***data>define variable*** و ليس موجود كشاشة مستقلة

ملاحظة

إذا أدخلنا البيانات مباشرة في شاشة عرض البيانات بدون إعداد خصائص المتغيرات سيقوم برنامج *Spss* بإعداد خصائص افتراضية لكل متغير ، لذا يفضل أولاً الدخول على شاشة *Variables View* لتعريف خصائص كل متغير قبل تدوين البيانات الخاصة بهذه المتغيرات على الشاشة الأخرى للنافذة *(Data View)*

و عند الانتقال إلى شاشة عرض خصائص المتغيرات تظهر الشاشة الموضحة بالشكل:

	Name	Type	Width	Decimal	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure
1										
2										
3										
4										
5										
6										
7										
8										
9										
10										
11										
12										
13										
14										
15										
16										
17										
18										
19										
20										
21										
22										
23										

١) **شريط العنوان *Title Bar*** : و هو كما موضح بالجزء (١) و هو نفس الشريط في شاشة عرض البيانات .

تدريـــب

ما هو شريط العنوان ؟

٢) **شريط القوائم** ***Menu Bar*** : و هو كما موضح بالجزء (٢) و هو نفس شريط القوائم في شاشة عرض البيانات ، مع وجود بعض الاختلافات البسيطة في بعض الأوامر الفرعية لبعض القوائم ، و القوائم المختلفة في بعض أوامرها منها قائمة *View* ، فالأوامر الفرعية لقائمة *View* ليست واحدة في الشاشتين ، ففي شاشة عرض البيانات نجد مثلاً آخر أمر هو *View>Variable* ، أما في شاشة عرض خصائص المتغيرات نجد أن آخر أمر هو *View>Data* .

تدريـــــب
حاول أن تفتح القوائم الموجودة في شاشة عرض خصائص المتغيرات و حدد مدى التشابه و الاختلاف بينها و بين شاشة عرض البيانات

٣) **شريط الأدوات** *Toolbar* : و هو كما موضح بالجزء (٣) ، و هو نفس شريط الأدوات في شاشة عرض البيانات حيث أنه يؤدى نفس الوظائف في الشاشتين باستثناء بعض الأيقونات البسيطة مثل أيقونة الطباعة مثلاً ، فهذه الأيقونة تظهر في الشاشتين و لكن بالضغط عليها في شاشة عرض البيانات تطبع البيانات التي تم إدخالها ، و بالضغط عليها في شاشة عرض خصائص المتغيرات تطبع خصائص المتغيرات كما تظهر على الشاشة .

تدريـــــب
حاول أن تجرب الأيقونات الأخرى لكي تعرف مدى التشابه و الاختلاف بينها و بين نفس الأيقونات في شاشة عرض البيانات

٤) **الصفوف** *Rows*: و هو كما موضح بالجزء (٤) ، و هي تشير إلى أرقام متسلسلة تصاعدياً ابتداءً من ١ و حتى عدد من الصفوف يصل إلى آلاف ، كل رقم يشير إلى صف يمثل متغير من المتغيرات التي يتم تحديد خصائصها .

٥) **الأعمدة** *Columns* :و هو كما موضح بالجزء (٥): إذا كانت الصفوف تأخذ أرقاماً كل رقم يشير إلى متغير معين ، فان الأعمدة تمثل خصائص هذا المتغير ، و حيث أنه توجد ١٠ خصائص للمتغير يتم تحديدها لذلك سنجد في هذه الشاشة ١٠ أعمدة ، و

من هذه الأعمدة مثلاً عمود ***Name*** ، و الذى يوضح اسم المتغير ، و عمود ***Decimals*** و الذى يعرض المواضع العشرية لبيانات المتغير الكمية .

تدريب

ما الفرق بين الصفوف و الأعمدة فى الشاشتين المكونتين لنافذة محرر البيانات ؟

٦) **خلايا الشبكة** ***Cells*** : وهو موضح بالجزء (٦) ، و كل خلية من خلايا الشبكة هى عبارة عن تقاطع متغير معين مع خاصية معينة لهذا المتغير، فهى تمثل خاصية(عمود) لمتغير معين(صف) . و يمكن إظهار الخطوط التى تفصل بين الخلايا أو إخفاؤها من خلال الأمر: ***View>Grid Lines*** .

٧) **أيقونتا التنقل بين الشاشتين** ***Data View & Variable View*** و هى كما موضحة بالجزء (٧) . و مهمتهما واحدة فى الشاشتين

٨) **شريط الحالة** و هى كما موضحة بالجزء (٨). و هو نفس الشريط الذى يظهر فى شاشة عرض البيانات و يؤدى نفس الوظيفة ، و هذا الشريط يمكن إخفاؤه أو إظهاره

تدريب

ما مدى التشابه و الاختلاف بين مكونات شاشة عرض البيانات و مكونات شاشة عرض خصائص المتغيرات ؟

تدريب

حاول أن تكتشف مكونات أخرى لشاشة عرض خصائص المتغيرات مع توضيح المكونات التى يمكن اخفاؤها و المكونات التى لا يمكن اخفاؤها .

و خصائص المتغيرات التى يمكن تحريرها كالتالى:

أ- **اسم المتغير** ***Name*** : ينبغى أولاً معرفة أن برنامج *Spss* يعطى أسماء افتراضية للمتغيرات المراد معالجة بياناتها حيث يعطى المتغير الأول الاسم الافتراضى ***Var00001*** ، و المتغير الثانى الاسم ***Var00001*** ، و هكذا ، و لكن هذه الأسماء الافتراضية لا تعبر عن طبيعة المتغير فلا يمكن معرفة حقيقة المتغيرات من هذه الأسماء فهل المتغير هو ذكاء

أم نوع أم طول أم دافعية أم........، لذا علينا تسمية كل متغير باسم يعبر عن طبيعة هذا المتغير و عند تسمية المتغير يراعى الاتى:

أ-١: عند كتابة اسم المتغير باللغة الإنجليزية فان برنامج *Spss* لا يميز بين الحروف الصغيرة *Small* ، و الحروف الكبيرة *Capital* ، فالبرنامج لا يعترف إلا بالحروف الصغيرة و إذا سميت متغير بحروف كبيرة سيحولها تلقائياً إلى حروف صغيرة .

أ-٢: لا يزيد عدد الوحدات(حروف أو أرقام بحيث كل حرف أو رقم يمثل وحدة) التى تمثل الاسم على ٨ (و ذلك فى الإصدارات الأقل من *(Spss12)* ، أما الإصدارات الأحدث فيمكن أن يمتد الاسم حتى ٦٤ وحدة.

ملاحظة

كلمة وحدة تطلق على أى حرف أو رقم يكون ضمن اسم المتغير ، و يلاحظ إتباع الحد الأقصى لعدد وحدات اسم المتغير عند التسمية الافتراضية للإصدارة *Spss11*(مجال هذا الكتاب)، (يكفى انك تعد عدد وحدات المتغير *Var00001*)

أ-٣: لا يتم استخدام العلامات عند تكوين الاسم مثل الشرط المائلة و الأقواس و الفواصل و النقاط و الاستثناء الوحيد فى ذلك هو علامة الشرطة السفلية (_) .

أ-٤: يمكن أن يكون الاسم خليط من الحروف و الأرقام.

أ-٥: لا يبدأ الاسم برقم فمثلاً الدافع٢ اسم صحيح ، لكن ٢الدافع اسم خاطئ

أ-٦: لا يتم استخدام مسافات عند كتابة الاسم حيث يفسرها البرنامج كما لو كانت اسمين لمتغيرين مختلفين .

أ-٧: ينبغى أن يكون اسم المتغير فريد من نوعه أى غير مكرر .

أ-٨: تجنب الأسماء الاتية للمتغيرات *with -and -to -by* .

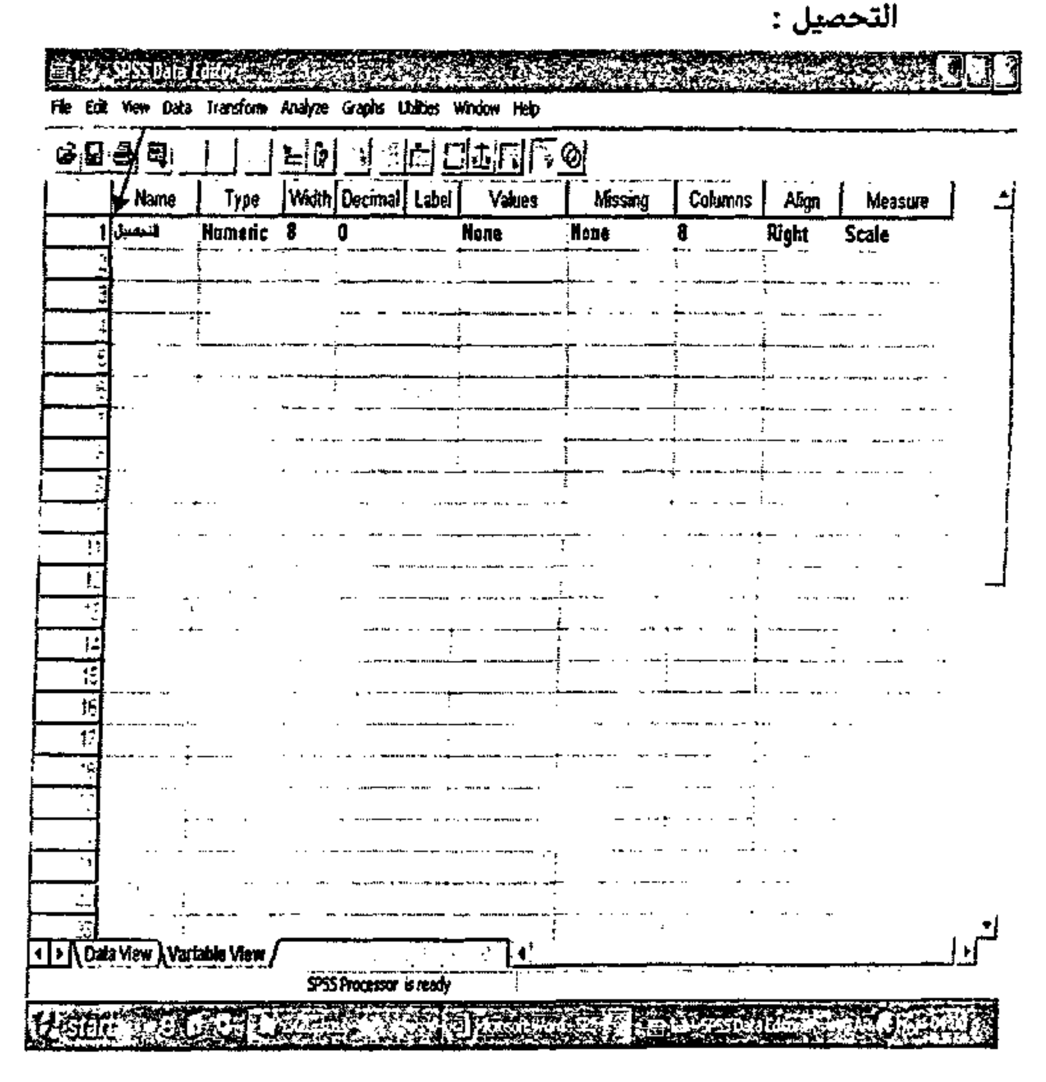
تدريب

أكتب أسماء لبعض المتغيرات بعضها مرفوض و بعضها غير مرفوض فى ضوء ما سبق و لاحظ استجابة البرنامج لها

كيف يمكن كتابة اسم المتغير؟

اتبع الخطوات التالية :

- اذهب إلى شاشة عرض المتغيرات *Variable View* و ذلك بالضغط على الأيقونة الخاصة بها و الموجودة في الركن الأيسر السفلى من نافذة تحرير البيانات .
- اذهب إلى الخانة التى تمثل تقاطع العمود *Name* ، مع الصف الذى يمثل المتغير المطلوب ثم كتابة الاسم المطلوب فى هذه الخانة و بعد الانتهاء من كتابة الاسم يتم الضغط على ذرار *Enter* ، و يلاحظ انه بمجرد الضغط على هذا المفتاح يتم تسجيل اسم المتغير كما يتم تحرير مواصفات أخرى لباقى الخصائص و هى مواصفات قابلة للتعديل كما بالشكل الذى فيه أدخلنا اسم المتغير الأول التحصيل :



أما إذا أردنا تغيير الاسم فنذهب إلى الاسم القديم في الخانة و نظلله و نكتب بدلاً منه الاسم الجديد ، و ينبغي معرفة أنه بمجرد تسمية المتغير على هذه الشاشة يتحول الاسم الجديد عند كتابة بيانات هذا المتغير على الشاشة الأخرى ***Data View***

ب- **نوع المتغير *Variable Type*** :هناك العديد من أنواع المتغيرات التي يمكن تحديدها و لكن اشهر نوعين من المتغيرات هما الرقمي ***Numeric*** ، و النوعي ***String*** ، و هناك أنواع أخرى و هي تظهر في مربع الحوار المجاور للشاشة التالية مثل ***Comma***(،) التي تستخدم للفصل بين كل ثلاثة أرقام صحيحة في العدد أما لفصل الجزء الصحيح عن الجزء العشرى نستخدم النقطة(.) ،مثل العدد ***(124,251.21)*** ، أما إذا اخترنا نوع المتغير ***Dot*** ، و التي تستخدم للفصل بين كل ثلاثة أرقام صحيحة في العدد أما لفصل الجزء الصحيح عن الجزء العشرى نستخدم الفاصلة(،) فيكون العدد كالتالي ***(124.251,21)*** ، و هناك نوع للمتغير يسمى ***Date*** و فيه تكتب البيانات على شكل تواريخ و هناك أنماط مختلفة من التواريخ يتم الاختيار من بينها ، و هناك نوع للمتغير يسمى ***Dollar*** حيث تكتب البيانات في صيغة دولار ***($)*** ، وهناك نوع للمتغير يسمى التدوين العلمي ***Scientific Notation*** وهو يحوّل الأرقام التي يتم إدخالها إلى صيغة مختزلة تعتمد على الأساس عشرة ، مثل العدد ***(259192453)*** في حالة إدخاله في شاشة عرض البيانات و عندما نختار ***Scientific Notation*** كنوع للمتغير يتحول هذا الرقم إلى ***(2.5919e+08)*** يعني ٢,٥٩ × ١٠ ^٨^ ، أما إذا اخترنا نوع المتغير رقمي ***Numeric*** فهو يحتوى على أرقام بفواصل أو نقاط و هي تظهر كما هي ،وهو الاختيار الافتراضي الذى يظهر في شاشة عرض المتغيرات ، أما البيانات النوعية فقد تحتوى على حروف أو أرقام و لكن إذا احتوت على أرقام فهذه الأرقام لا يمكن إجراء العمليات الحسابية عليها ، بعكس البيانات الرقمية عموماً التي يمكن إجراء العمليات الحسابية عليها .

كيف يمكن تحرير نوع المتغير؟

اتبع الخطوات التالية :

- **تأكد من فتح شاشة عرض خصائص المتغيرات *Variable View* .**
- **اضغط على المربع الصغير الرمادى الذى به ثلاث نقاط و الموجود على يمين الخلية و الذى يمثل تقاطع العمود *Type* مع الصف الخاص بالمتغير المراد تحديد نوعه .**

ملاحظة
المربع الصغير الرمادى لن يظهر إلا إذا ضغطت عليه بالماوس

- **سيظهر صندوق حوار كما بالشكل**

واضح من صندوق الحوار وجود أنواع للمتغيرات على شمال صندوق الحوار مطلوب الاختيار من بينها و الاختيار الافتراضي هو *Numeric* ، كما يظهر على صندوق الحوار وجود تحديدات خاصة بكل اختيار فمثلاً لو كان اختيار نوع المتغير هو *Numeric* سنطالب بتحديدين : *Width* بمعنى أقصى عدد من النقاط أو الوحدات يمكن أن يحتلها كل بيان من بيانات المتغير و هى خاصية أخرى من خواص المتغير سنتحدث عنها بعد قليل و العدد الافتراضي هو (٨) ، أما التحديد الآخر فهو هل توجد مواضع عشرية للرقم و الاختيار الافتراضي هو ٢ ، فان لم يكن نكتب (٠) ، أما إذا كان هناك مواضع عشرية فإذا كان عددها ٢ نبقى الاختيار الافتراضي كما هو ، أما إذا كان عدد المواضع العشرية غير ذلك فنكتبه ، و بعد ذلك يظهر على يمين صندوق الحوار ثلاثة أذرار ذر الموافقة *Ok*، أو ذر الإلغاء *Cancel* ، أو ذر المساعدة *Help* .

تدريـــــب
حاول أن تجرب التحديدات المقابلة لأنواع المتغيرات الأخرى

جـ- عدد وحدات المتغير ***Width***:

يتم تحديد عدد الوحدات *Characters* من الحروف أو الأرقام أو كليهما التى يمكن أن يظهر بها كل بيان من بيانات المتغير ، و عدد الوحدات يتوقف على نوع المتغير فلو كان المتغير رقمي يكون أقصى عدد لوحدات المتغير ٤٠ وحدة ، أما إذا كان المتغير نوعي *String* فيكون أقصى عدد لوحدات المتغير ٢٥٥ وحدة و هناك عدد افتراضي ملائم يحدده برنامج *Spss* و هو ٨ وحدات.

- **كيف يمكن تحرير عدد وحدات المتغير؟**

اتبع الخطوات التالية :

- تأكد من فتح شاشة عرض خصائص المتغيرات *Variable View* .
- اضغط على الخلية التى تمثل تقاطع العمود *Width* مع الصف الخاص بالمتغير المراد تحديد عدد وحداته .

- ستجد وجود عدد افتراضي من الوحدات قدره (٨) ، يمكنك زيادة أو إنقاص هذا العدد بالضغط على السهمين الموجودين على يمين الخلية ، كما بالشكل :

تدريب

حاول أن تفرق بين عدد وحدات اسم المتغير و عدد وحدات بيانات المتغير

ملاحظة

السهمان الموجودان على يمين الخلية لن يظهرا إلا إذا ضغطنا على الخلية بالماوس

1-1 - SPSS Data Editor

File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Sca
1	المعدل	Numeric	8	2		None	None	8	Right	Sca

Data View / Variable View

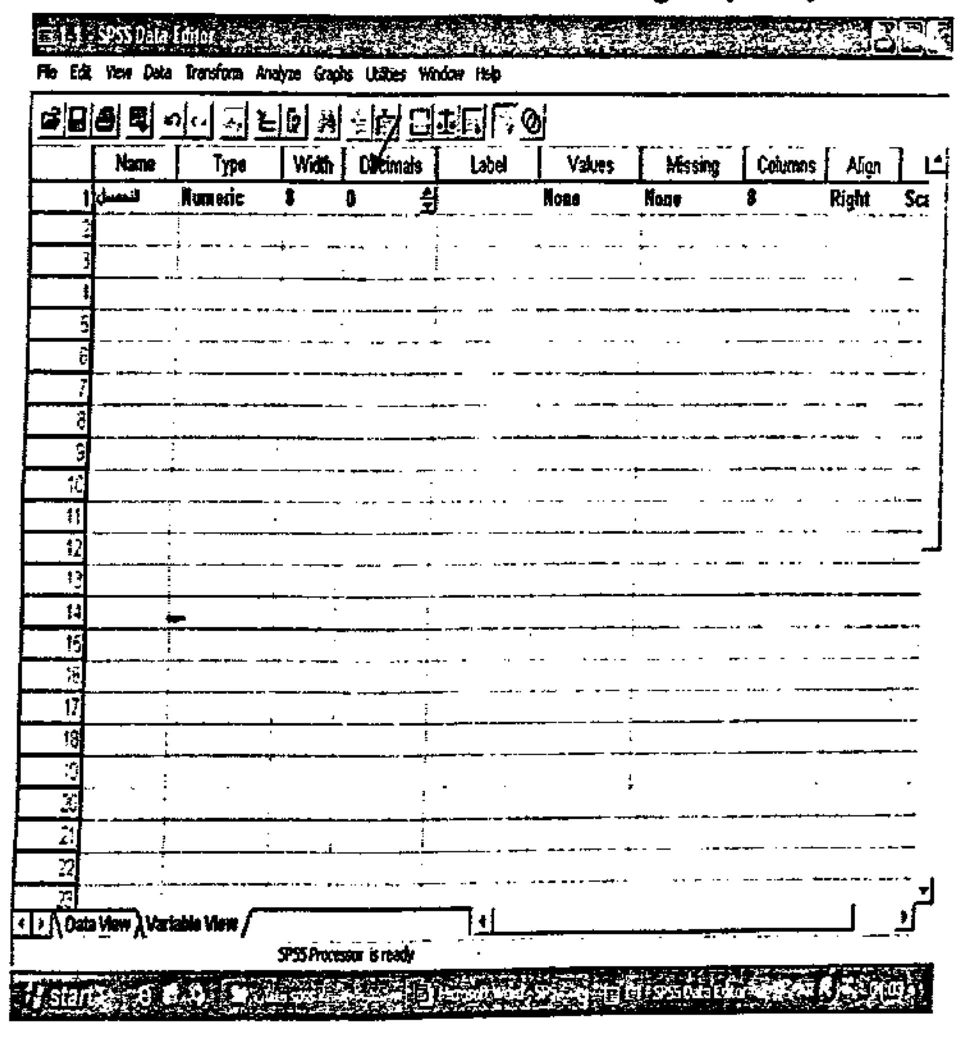
SPSS Processor is ready

د- **المواضع العشرية *Decimals*:**

هذه الخاصية للمتغيرات الرقمية فقط ، و فيها يتم تحديد أقصى عدد من المواضع العشرية يمكن أن يظهر في الرقم ، و إذا كنا نريد عرض الرقم بدون مواضع عشرية نختار عدد المواضع العشرية (صفر) ، وهناك اختيار افتراضى لعدد المواضع العشرية و هو : ٢ ، و هناك حد أقصى من المواضع العشرية و هو(١٦) بحيث لا يمكن لأى رقم أن يكون له مواضع عشرية أكبر من (١٦) .

كيف يمكن تحرير المواضع العشرية ؟

- تأكد من فتح شاشة خصائص المتغيرات *Variable View* .
- اذهب إلى الخلية التى تمثل تقاطع العمود الخاص بالمواضع العشرية *Decimals* والصف المعبر عن المتغير المطلوب .
- ستجد على يمين الخلية سهمين أحدهما لزيادة عدد المواضع العشرية و الآخر لتناقصها كما بالشكل:



تدريــب

حدد خاصية عدد المواضع العشرية لمتغير دافعية الإنجاز

هـ- بطاقة المتغير *Label* :

إن الاسم الذى يتم اختياره للمتغير مقيد بشروط معينة تجعل معلوماتنا عن هذا المتغير ناقصة فمثلا لو كان اسم المتغير "التحصيل"، هنا استطعنا تسمية المتغير تسمية كاملة ، و لكن فى ظروف أخرى لم نستطع ذلك فمثلاً متغير التوافق الاجتماعى كيف سنكتبه و نحن مقيدون بثمانى وحدات فقط ، و لذلك سنضطر الى اختزال الاسم ، نكتبه مثلاً (توافق_اج) ، و بالتالى لم نستطع ادراك ما يعنيه الاسم وحتى إن استطعنا إدراك ما يعنيه الاسم فهناك معلومات أخرى عن المتغير نود معرفتها مثل العينة و مكان الحصول على الدرجات و غيرها من المعلومات ، و لذلك هناك خاصية *label* و هى عبارة عن وصف مفصل للمتغير بعدد من الوحدات يمكن أن يمتد إلى ٢٠٠ وحدة و تشمل مسافات و علامات خاصة ،و لكن بالرغم من ذلك من المفضل ألا يزيد وصف المتغير على ٢٠-٤٠ وحدة ، و الاختيار الافتراضى لبطاقة المتغير هو "بدون" *"None"* ، و يعد من أهم مزايا بطاقة المتغير هى ظهورها فى صفحة النتائج (كما سترى فى الفصول التالية) ،مما يسهل كثيرا فى عملية فهم النتائج المتحصل عليها ،و من الأمثلة التى نحتاجها لعمل بطاقة للمتغير هو إذا كان لدينا بنود (أسئلة)لاختبار معين فكل بند له درجاته و يعد متغيراً فى حد ذاته و عندما نعمل بطاقة لهذا البند فيمكننا كتابة محتوى البند نفسه و الذى يعد أفضل وصف للبند و لكن عندما نسمى البند فكل ما نستطيع أن نفعله هو أن نكتب بند١ مثلا كتسمية للبند و إذا كان القياس يتكون من أبعاد نكتب البعد ثم رقم البند المنتمى للبعد مثل لفظى_١ مثلاً .

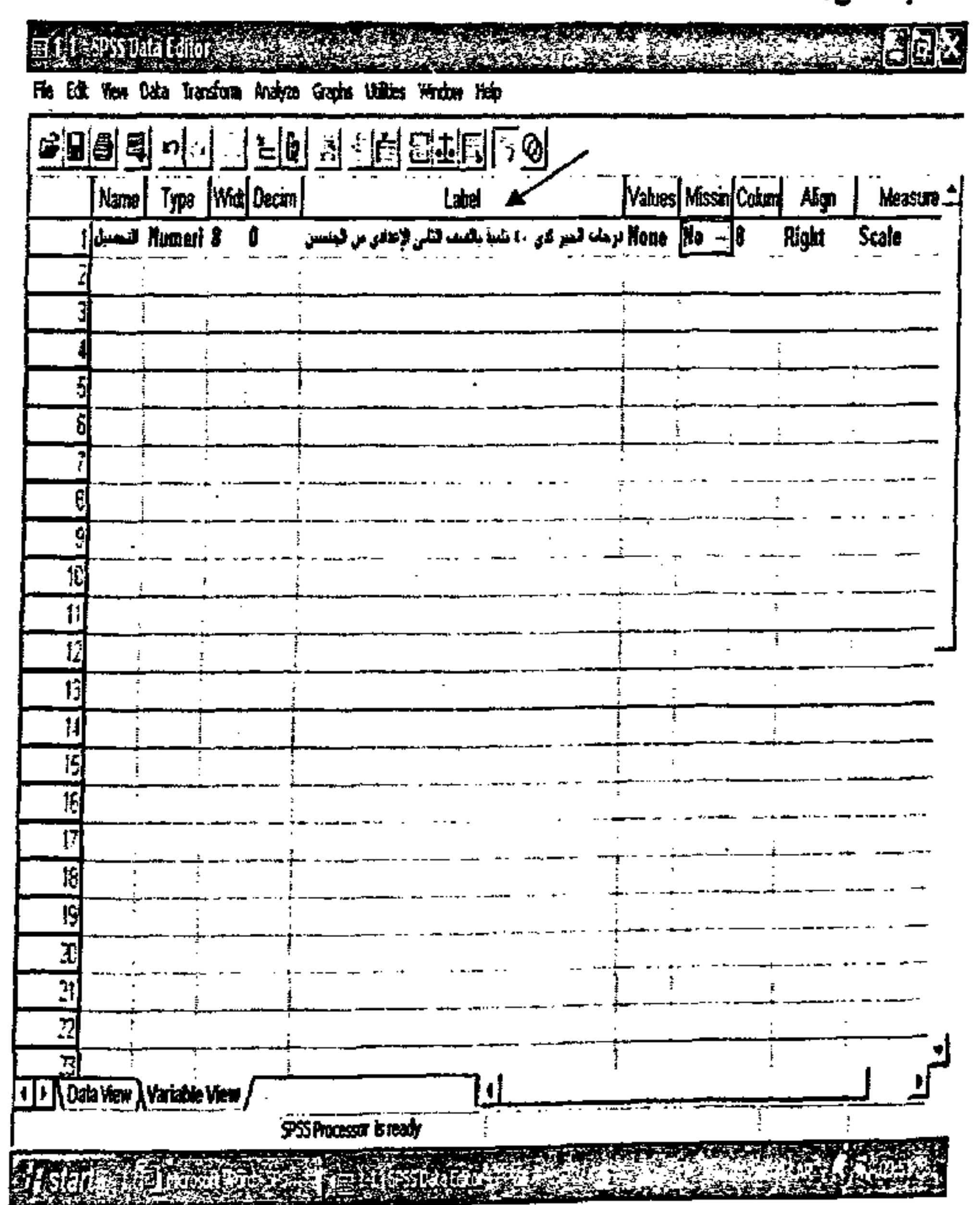
كيف يمكن كتابة بطاقة المتغير؟

- تأكد من فتح شاشة خصائص المتغيرات *Variable View* .

- اذهب إلى الخلية التي تمثل تقاطع العمود الخاص ببطاقة المتغير ***Label*** والصف المعبر عن المتغير المطلوب .
- اكتب في هذه خلية وصف مفصل للمتغير بحد أقصى ٢٥٥ وحدة و الذى يمثل بطاقة المتغير و بالنسبة للمتغير "التحصيل" يمكن كتابة البطاقة التالية في الخلية:

درجات الجبر لدى ٤٠ تلميذ بالصف الثاني الإعدادى من الجنسين .

كما بالشكل:



ملاحظة

يلاحظ من بطاقة هذا المتغير أنه بالرغم من أنه تتاح لنا الفرصة لكتابة بطاقة مكونة من ٢٥٥ وحدة إلا أنه آثرنا كتابتها بعدد مختزل من الوحدات لكي يسهل قراءتها

تدريـــب

حاول أن تكتب بطاقة لأى متغير تقترحه

و- تعريف أكواد المتغيرات المنفصلة *Values* :

إذا كنا بصدد معالجة بيانات متغير من النوع المنفصل مثل متغير الجنس(ذكر-أنثى) ، أو متغير التقديرات الجامعية(ضعيف -مقبول-جيد-جيد جدا-ممتاز) فى هذه الحالة و حتى نجرى المعالجات الإحصائية المطلوبة على هذا المتغير ينبغى ترميز كل بيان نوعى برقم مميز يسمى كود و إدخال هذا الكود كبديل للبيان النوعى و تعريف البرنامج به و فى هذه الحالة لابد أن يكون نوع المتغير *String* يعنى نوعى ، و عند تدوين بيانات المتغيرات النوعية يتم إدخال الأكواد كمعبر عن البيان و لكن يتم تعريف البرنامج بهذه الأكواد حتى يتم فهمها ، و يمكن التنقل بين الكود و معناه من خلال الذرار و الذى يظهر فى شريط الأدوات العلوى، و الاختيار الافتراضى للأكواد هو "بدون "*None*"

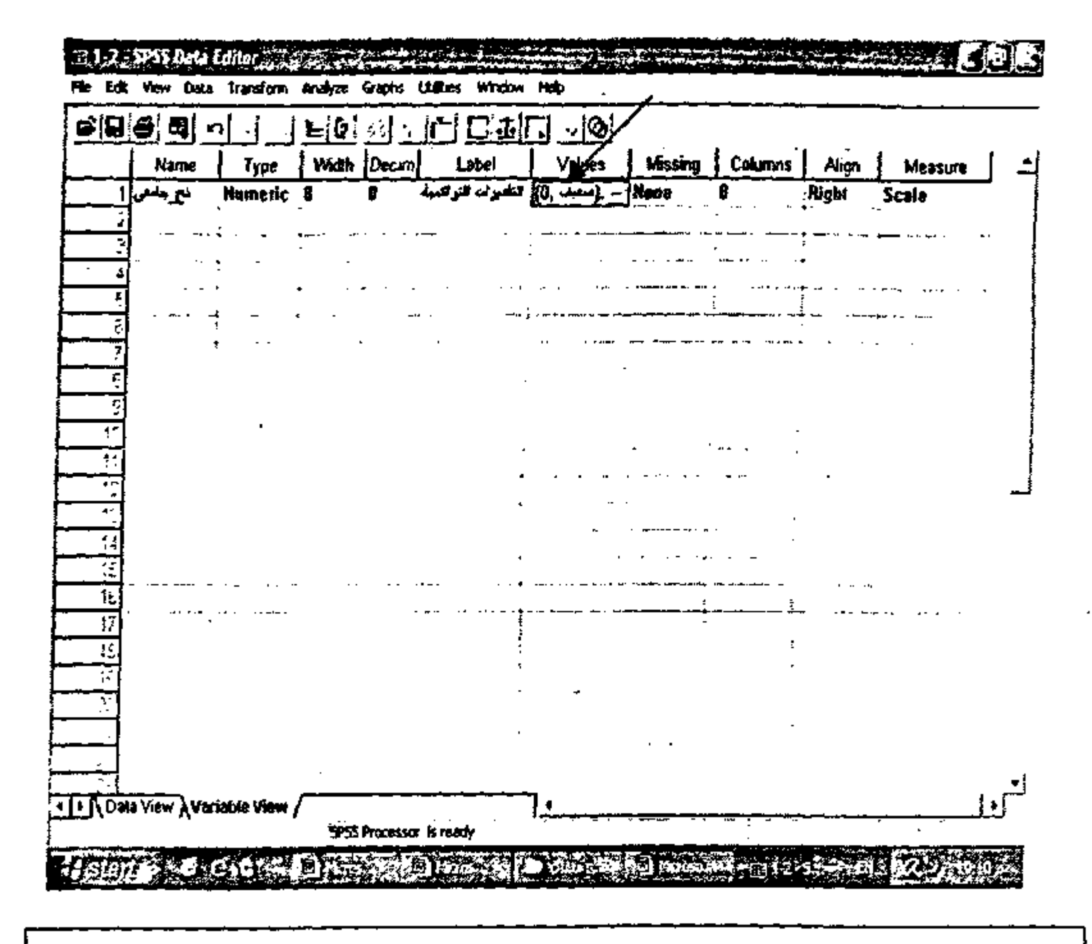
ملاحظة

بدون تعريف أكواد المتغيرات *Values* ،ستتم معالجة بيانات المتغير على أنها أرقام عادية

كيف يمكن تعريف أكواد المتغيرات المنفصلة *Values*؟

- تأكد من فتح شاشة خصائص التغيرات *Variable. View* .
- لنفرض أننا نريد تعريف أكواد متغير التقديرات الجامعية فى هذه الحالة اذهب إلى الخلية التى تمثل تقاطع العمود الخاص بأكواد التغيرات المنفصلة *Values* والصف المعبر عن المتغير المطلوب و اضغط على المربع الصغير الرمادى الذى به ثلاث نقاط و الموجود على يمين الخلية سيظهر مربع الحوار المرفق كما بالشكل .

يلاحظ على مربع الحوار وجود بطاقة تعريف لكل كود *Value Labels* و يتم التعريف بخانتين الأولى للكود نفسه *Value* ، و الثانية لتعريف الكود *Value Label* فمثلا في حالة متغير التقديرات الجامعية يتم تعريف الكود (٠) بأنه " ضعيف" ، و الكود (١) بأنه " مقبول" و الكود(٢) بأنه " جيد" و هكذا ......و يتم إضافة كل كود عن طريق الذرار *Add* ، الموجود على يسار مربع الحوار و بعد الانتهاء من تعريف كل الأكواد يتم الضغط على ذرار الموافقة *Ok* ، و في هذه الحالة يفهم البرنامج بان صفر معناها ضعيف ، و ١ معناها مقبول و هكذا ، كما يوجد ذرارين آخرين أحدهما *Change* لتغيير تعريف الكود و إجراء تعديل عليه ، و الآخر *Remove* لحذف كود معين و طريقة تنفيذ الخطوة الثالثة موضحة بالشكل التالى:



تدريـــــــب

عرّف أكواد متغيري النوع و المستوى الاجتماعي

ز-القيم المفقودة *Missing*:

إن الباحث الذى يطبق العديد من المقاييس و الاستبيانات من الصعب أن يحصل على استجابات المفحوصين فقد يترك مفحوص سؤال دون إجابة لأسباب مختلفة كإهماله أو عدم قدرته على الإجابة أو عدم رغبته فى الإجابة على هذا السؤال ولذلك تعد درجة هذا السؤال قيمة مفقودة أو متروكة ،و من الأمثلة الأخرى التى يمكن أن تظهر فيها القيم المفقودة عندما يجمع الباحث معلومات عن البيانات الشخصية للمفحوصين كعمرهم و حالتهم لاجتماعية و دخلهم الشهرى هنا قد يتعرض الباحث لعدم استجابة المفحوص عن بيان معين كعمره أو دخله الشهرى و هذا يمثل قيمة مفقودة *Missing* و يظهر أمام الباحث خياران لمعالجة بياناته الإحصائية أولهما أن يستبعد الاستجابات المتبقية للمفحوص الذى ترك سؤال أو أكثر ، أو رفض الاستجابة على أى اختبار من الاختبارات

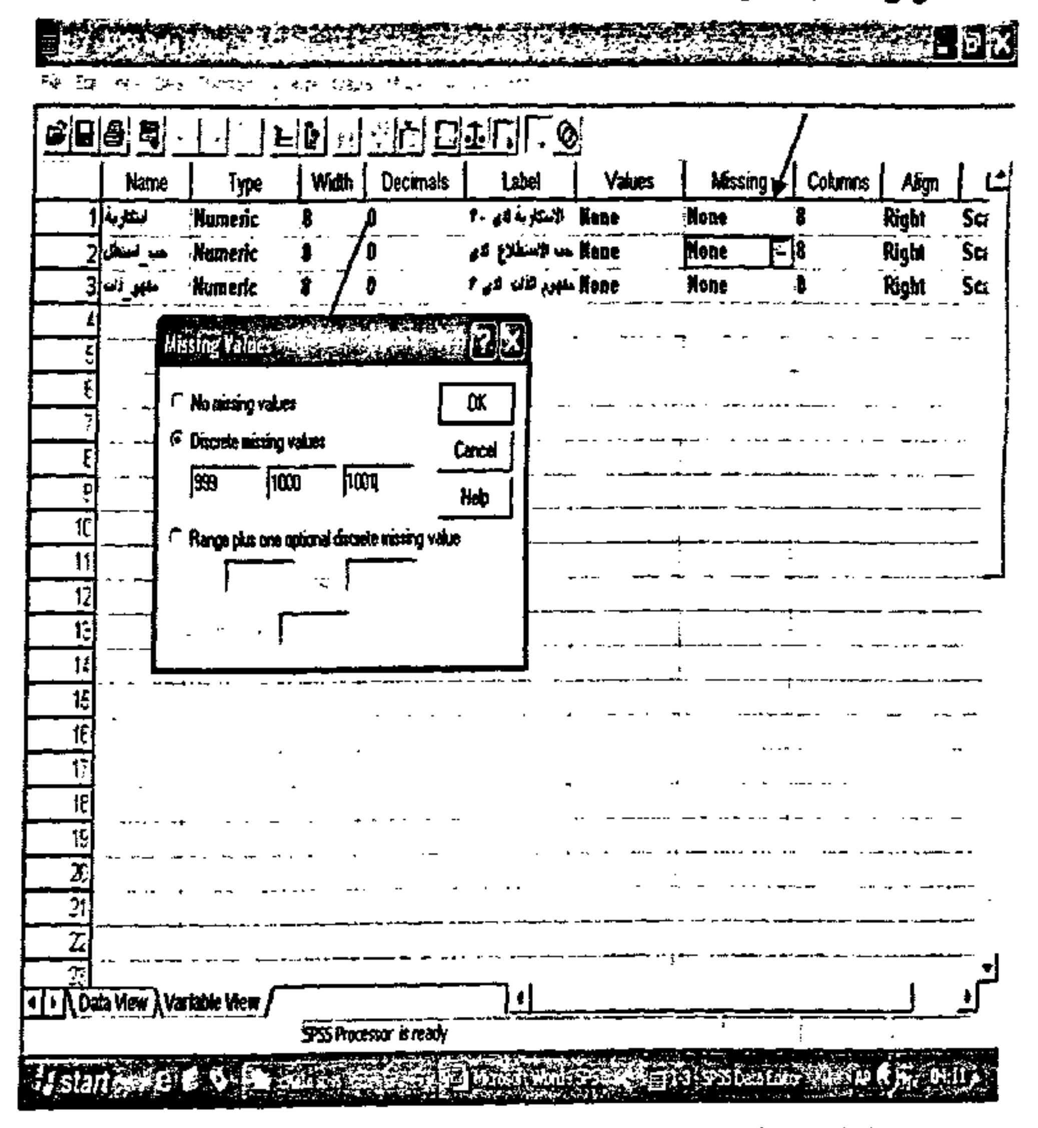
الطبقة عليه (مما يعد مضيعة للوقت و الجهد) ، و ثانيهما و هو الحل الذى يقدمه برنامج *Spss* وهو تحديد رقم معين للبرنامج إذا ظهر فى ملف البيانات يعتبره قيمة مفقودة و لا يدخل هذا الرقم فى معالجاته الإحصائية و يراعى فى اختيار هذا الرقم أن يكون مستقل تماماً عن البيانات الأصلية بحيث لا يمكن تكراره كبيان أصلى فإذا كان البيان المفقود لمتغير التحصيل ذى الدرجة الكلية ١٠٠ مثلاً فانه يمكن اختيار القيم المفقودة الرقم ٩٩٩ لان هذه القيمة يستحيل أن تكون بيان أصلي ووضعها في ملف البيانات يشير إلى أنها قيمة مفقودة أو متروكة، و فى الواقع هناك بعض الباحثين يختار قيماً سالبة لاستحالة تكرارها فى البيانات الكمية ، و كذلك المثل فى البيانات النوعية نختار القيم المفقودة بيان نادر الحدوث و ذلك على حسب طبيعة البيانات الخاص بكل متغير.....ونظراً لان هناك أسباب عديدة لفقد بيانات معينة *Missing* ، منها رفض المفحوص الإجابة ، عدم معرفته بالإجابة ، سوء طباعة الاستبيان ، عدم حضور المفحوص ، نسيان المفحوص أن يجيب ، و غيرها من الأسباب لذلك أتاح برنامج *Spss* للقائم بالتحليل الحرية لتدوين أكثر من قيمة مفقودة بحيث يحدد لنفسه سبب كل قيمة مفقودة كأن تشير القيمة (٩٩٩) مثلاً إلى رفض المستجيب على الإجابة ، و القيمة (١٠٠٠) إلى غيابه ، و هكذا ....و لعل العلة فى ذلك هو فهم موقف الاختبار و طبيعته و ردود فعل المستجيبين له و لتبنى تفسيرك على ذلك .

كيف يمكن تعريف القيم المفقودة *Missing* :

لنفترض أن باحثاً أراد معرفة بعض الخصائص الاجتماعية و المعرفية (العمر ، المستوى الاقتصادى –المستوى الاجتماعي – حجم الأسرة–الذكاء–دافعية الإنجاز – أسلوب التفكير)لدى عينة من المفحوصين ، و قام بتطبيق بعض الاختبارات لتحقيق هذا الغرض هنا يتضح أن هناك احتمالية كبيرة لعدم حصول الفاحص على كل البيانات لكل المفحوصين لذلك ستكون هناك قيماً مفقودة *Missing* ، علي الفاحص أن يقوم بتعريف البرنامج بها و لنأخذ مثالاً على ذلك متغير حب الاستطلاع ذى الدرجة الكلية (١٢٠) كالتالى :

• تأكد من فتح شاشة خصائص المتغيرات ***Variable View*** .

• اذهب إلى الخلية التى تمثل تقاطع العمود الخاص بالقيم المفقودة ***Missing*** والصف المعبر عن المتغير المطلوب(حب_استطل) و اضغط على المربع الصغير الرمادى الذى به ثلاث نقاط و الموجود على يمين الخلية سيظهر مربع الحوار المرفق كما بالشكل .



من مربع الحوار السابق المجاور للنافذة نجد هناك خيارات كالتالي:

لا يوجد قيم مفقودة ***No Missing Values***، أو تحديد قيم مفقودة و التى منها :ثلاثة قيم منفصلة ***Discrete Missing Values*** ، أو مدى من القيم المفقودة يتراوح بين قيمة معينة و قيمة أخرى ***(low to high)***، أو مدى من القيم المفقودة بالإضافة إلى قيمة منفصلة ***(low to high + discrete value)***

و لقد تم اختيار ثلاثة قيم منفصلة كما هو موضح بالشكل و هى القيمة ٩٩٩ و تشير إلى أى مفحوص تغيب عن الامتحان ، و القيمة ١٠٠٠و هى تشير إلى أى مفحوص أهمل فى الإجابة ، و القيمة ١٠٠١ و هى تشير إلى أى مفحوص ترك بعض الأسئلة في الامتحان .

• يتم بعد ذلك الضغط على زرار الموافقة *Ok* ، لتعريف البرنامج بهذه القيم المفقودة لكى يتجاهلها فى حساباته ، و ستظهر الشاشة كما بالشكل:

SPSS Data Editor

File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align
1	[illegible]	Numeric	8	0	[illegible]	None	None	8	Right
2	[illegible]	Numeric	8	0	[illegible]	None	999, 1000, 1001	8	Right
3	[illegible]	Numeric	8	0	[illegible]	None	None	8	Right

Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

ملاحظة

بالرغم من أننا يمكننا تحديد قيمة واحدة فقط كقيمة مفقودة بحيث إذا ظهرت في البيانات يعتبرها البرنامج مفقودة و يتجاهلها و لا يدخلها فى حساباته ، إلا أن البرنامج كما سبق أن أوضحنا يتيح الحرية لتحديد أكثر من قيمة مفقودة حتى نفهم اكبر عدد ممكن من المواقف التى فيها فقدت البيانات

ملاحظة

عند إدخال البيانات في شاشة عرض البيانات و تركنا خلية فارغة في هذه الحالة إذا كانت البيانات رقمية سيعتبرها قيمة مفقودة و إذا كانت البيانات نوعية سيعتبر البرنامج الفراغ كما انه بيان حقيقي و يدخله في حساباته

تدريب

حدد قيماً مفقودة لأسباب مختلفة لاختبار تحصيلي قمت بتطبيقه و أردت أن تحلل بياناته

ح- **عرض العمود** ***Columns*** : و هو العرض المرئي للعمود الخاص بالمتغير و الذى يظهر على الشاشة،و العرض الافتراضي للعمود هو ٨ وحدات ، و توسيع أو تضييق عرض العمود لا يؤثر على دقة النتائج بأى صورة من الصور و لكن إذا كان المتغير رقمى وكان عدد الأرقام الخاص بالبيان أكبر من عرض العمود الخاص بالمتغير سيتحول الرقم إلى صيغة أخرى مختصرة و ملائمة لعرض العمود وهى صيغة التدوين العلمى ، فمثلاً الرقم ١٢٤٥٧٨٩١٢٤٥٥ سيتحول إلى الصيغة *1.25e+11* (و هى تعنى ١,٢٥ × ١٠^١١^) ، و إذا كان عرض العمود أضيق بكثير من عدد وحدات بيانات المتغير *Width* فسيقوم البرنامج بوضع علامات نجوم *Asterisks* (***) و علينا إذاً أن نغير من عرض العمود حتى يظهر البيان الحقيقى، أما إذا كان البيان نوعى وكان عدد الوحدات الخاص بالبيان أكبر من عرض العمود الخاص بالمتغير *Columns* سيتم ظهور أول جزء من البيان و الذى يناسب عرض العمود فمثلاً البيان *Strongly Agree* قد يظهر منه أول جزء فقط على حسب عرض العمود وهو مثلاً *Strongl* ، و علينا أيضاً أن نغير من عرض العمود حتى يظهر البيان الحقيقى.

ملاحظة

يمكن أن نغير من عرض العمود بطريقة مباشرة في شاشة البيانات و ذلك بسحب الحد الفاصل بين الخانة الموجود فيها اسم العمود الذى يمثل المتغير و الخانة الموجود فيها اسم العمود المجاور له حتى نصل إلى العرض المطلوب ، و يلاحظ عندما يكون مؤشر الماوس (السهم) عند هذا الحد يتحول إلى علامة شبيهة بعلامة ↔

كيف نحدد عرض العمود؟

نتبع الخطوات التالية :

- تأكد من فتح شاشة عرض خصائص المتغيرات *Variable View* .
- اضغط على الخانة التي تماثل تقاطع العمود *Columns* مع الصف الذى يمثل المتغير المراد تحديد عرض عموده .
- ستجد سهمين أحدهما لزيادة عرض العمود و الآخر لتناقص عرض العمود ، كما ستجد وجود عرض افتراضي للعمود قدره ٨ وحدة ، يمكنك زيادته أو نقصانه ، كما هو موضح بالشكل :

	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	
1		Numeric	8	0		None	None	8	Left	Sc
2		Numeric	8	0		None	999, 1000, 100	8	Right	Sc
3		Numeric	8	0		None	None	8	Right	Sc

تدريــــــــب

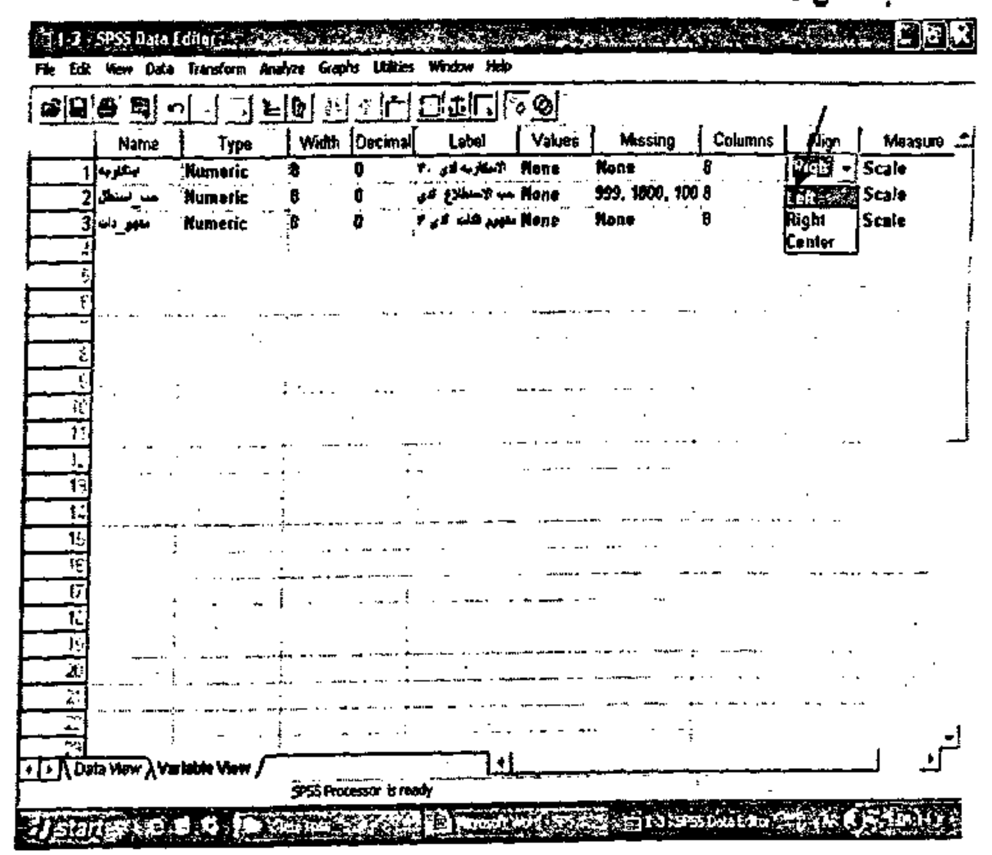
حاول أن تختار قيماً مختلفة لعرض العمود و لاحظ التغير الناتج في شاشة البيانات

٩) **المحاذاة** *Align*: و فيها يتم محاذاة البيانات التي يتم إدخالها (في نافذة البيانات الأصلية) سواء تظهر في وسط الخلية أو في يسارها أو في يمينها .

كيف يمكن تحديد المحاذاة *Align* ؟

•تأكد من فتح شاشة خصائص المتغيرات ***Variables View***

- عن الضغط على الخلية التي تمثل تقاطع العمود ***Align*** مع الصف الذى يمثل المتغير المراد تحديد شكل محاذاة بياناته يظهر الاختيار الافتراضي ***(Right)*** ،و يظهر على يمين الخلية سهم منسدل إلى أسفل به أشكال المحاذاة – ***Right)*** ***Left-Center)*** .
- لو رغبت في الاستقرار على الاختيار الافتراضي اترك الخلية كما هي و ستتم المحاذاة من جانب اليمين .
- لو رغبت في تغيير الاختيار الافتراضي اضغط على السهم ستجد ثلاثة اختيارات ***(Right –Left-Center)*** يتم اختيار شكل المحاذاة المطلوب كما بالشكل :



1-4 - SPSS Data Editor

File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

	الذكاء
1	107.00
2	116.50
3	115.00
4	97.50
5	115.25
6	109.30
7	124.57
8	100.20
9	96.00
10	107.85
11	100.80
12	120.00

Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

" بيانات محاذاة ناحية اليمين "

تدريب

حاول أن تختار المحاذاة ناحية الشمال أو في الوسط و لا حظ الفرق "

١٠) **القياس** ***Measure*** : أيضا من خصائص المتغير هو تحديد مستوى القياس لبيانات المتغير الذى يتم إدخاله هل هو إسمى أم رتبى أم مسافى أم نسبى ، و لكن برنامج *Spss* لا يميز بين المستويات المسافية و النسبية فكلاهما بيانات كمية لذلك يطلق عليهم *Spss* بيانات متدرجة *Scale* ، و على ذلك لتحديد نوع مستوى القياس المناسب يتم الاختيار بين ثلاثة مستويات : متدرج *Scale* ، إسمى *Nominal* ، رتبى *Ordinal* ، حيث يتم الاختيار *Nominal* فى حالة ما إذا كان المتغير تصنيفى أى لهدف التصنيف فقط دون أن يكون لبيانات المتغير معنى كمى أو ترتيبى مثل متغير الجنسية(مصرى-أمريكى سعودى-ليبيى..) أو متغير النوع(ذكر-أنثى) ، أو متغير اللون(أبيض-خمرى-..)هذا النوع من المتغيرات يسمى متغيرات اسمية• و هى تهدف إلى التصنيف فقط حتى لو عبرنا

• سيتم الحديث عنها بالتفصيل فى الفصل الثانى من هذا الكتاب

عنها بأرقام بدلاً من فئات التصنيف فهى ليست لها مدلول كمى و إنما هدفها التصنيف فقط فلا يمكن أن نقول مثلاً أن الأبيض أكبر من الخمرى أو السودانى أفضل من الليبى ،لذا فان أى متغير من هذه التغيرات نختار له مستوى القياس الإسمى *Nominal* ، و هناك متغيرات أخرى يمكننا أن نرتب بياناتها ترتيباً تصاعدياً أو تنازلياً مثل المستوى الاجتماعى الاقتصادى (مرتفع-متوسط-منخفض) ، و الصف الدراسى(الأول-الثانى-الثالث)،و التقديرات الجامعية(ممتاز-جيد جدا -جيد-مقبول..) هذا النوع من المتغيرات و ما يشابهه يمكن أن نرتب بياناته فيمكننا القول أن ممتاز أعلى من جيدجدا و أن الصف الثالث أعلى من الصف الأول و هكذا لذا فان أى متغير من هذه المتغيرات نختار له مستوى القياس الرتبى *Ordinal* ،و لكن يلاحظ على المتغيرات الرتبية أننا لا يمكننا أن نحدد المسافة بين أى بيانين بطريقة كمية فلا نعرف مثلاً المسافة أو الفرق بين المتوسط و المنخفض ، لذلك هناك نوع من المتغيرات يسمى المتغيرات المتدرجة *Scale* تتضمن الترتيب و كذلك المسافة مثل التحصيل ووزن الجسم و عدد الأطفال بكل أسرة و القدرة الإبتكارية و غيرها من المتغيرات ذات المدلول الكمى لذا فان أى متغير من هذه المتغيرات نختار له مستوى القياس المتدرج *Scale* .

ملاحظة

مستوى القياس المتدرج لا يناسب إلا البيانات الرقمية فقط *Numeric* ، أما مستويى القياس الإسمى و كذلك الرتبى يصلحان للبيانات الرقمية و كذلك النوعية *String*

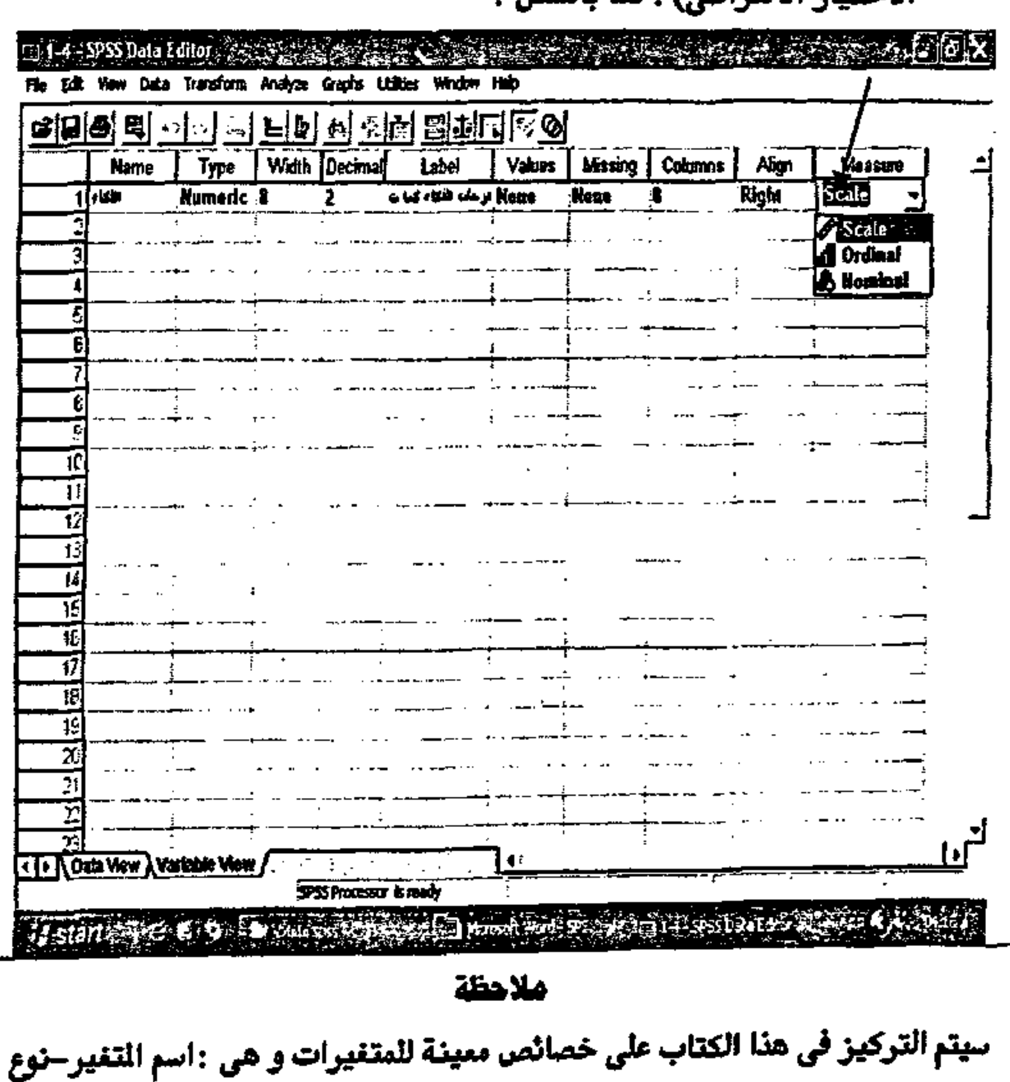
تدريـــــب

حاول أن تجرب كل نوع من البيانات و لاحظ مستوى القياس المناسب له

كيف يمكن تحديد مستوى القياس المناسب للمتغير ؟

لنفرض أن لدينا بيانات متغير مثل الذكاء فإننا نحدد مستوى القياس المناسب *Measure* كالتالى :

- تأكد من فتح شاشة خصائص المتغيرات *Variable View*
- عند الضغط على الخلية التى تمثل تقاطع العمود *Measure* مع الصف الذى يمثل المتغير المراد تحديد مستوى قياسه ، يظهر على يمين الخلية سهم منسدل إلى أسفل ، بالضغط على السهم تجد ثلاثة اختيارات منهم الاختيار الافتراضى *Scale* الموجود أصلاً فى الخلية و اختياران آخران هما *Ordinal* و *Nominal* .
- حيث أن متغير الذكاء من المتغيرات المتدرجة لذا نختار *Scale*(و هو الاختيار الافتراضى) . كما بالشكل :



ملاحظة

سيتم التركيز فى هذا الكتاب على خصائص معينة للمتغيرات و هى :اسم المتغير–نوع المتغير–بطاقة المتغير–الأكواد– القيم المفقودة– مستوى قياس المتغير

كيف ندخل البيانات المراد معالجتها إحصائياً ؟

عندما تكون لدينا بيانات معينة كمية أو كيفية و نريد معالجتها إحصائياً باستخدام برنامج *Spss* يفضل أولاً تحديد خصائص المتغيرات من خلال شاشة *Variable View* ، ثم بعد تحديد خصائص المتغيرات يتم الانتقال إلى شاشة عرض البيانات *Data View* و فيها تطبق خصائص المتغيرات التي حررناها في الشاشة الأخرى ، ثم نقوم بإدخال البيانات من أول خلية و هي التي تتبع المتغير الأول في الشاشة و كذلك الحالة الأولى رقم(١) ، ثم بعد ذلك ننتقل من خلية لأخرى و ذلك إما بطريقة أفقية (من متغير لمتغير) ، أو بطريقة رأسية (من حالة لأخرى)، و هذا يرجع لحرية المستخدم و لكن يفضل إدخال البيانات بصورة رأسية حتى يتم التركيز على كل متغير على حدة ، و هناك عدة طرق من خلالها يتم الانتقال من خلية لأخرى، و ذلك بواسطة المفاتيح التي أشرنا إليها عند الحديث عن شريط الإدخال وهو الذرار *Enter* ، أو أسهم التحرك (الاتجاهات) ، أو ذرار *Tab* ، وينبغي مراعاة أنه عند الانتهاء من إدخال كافة البيانات المراد معالجتها أن يتم حفظها باسم معين و سيضيف البرنامج تلقائياً الامتداد *Sav* و هو الامتداد الذي يميز ملف البيانات عن غيره من الملفات المتعلقة بالبرنامج ، كما يوصى بحفظ ملف البيانات في أكثر من موضع على الجهاز و على وحدات تخزين أخرى (الفلاشا) مثلاً

وتظهر البيانات في نافذة عرض البيانات كما بالشكل:

1-5 - SPSS Data Editor

File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

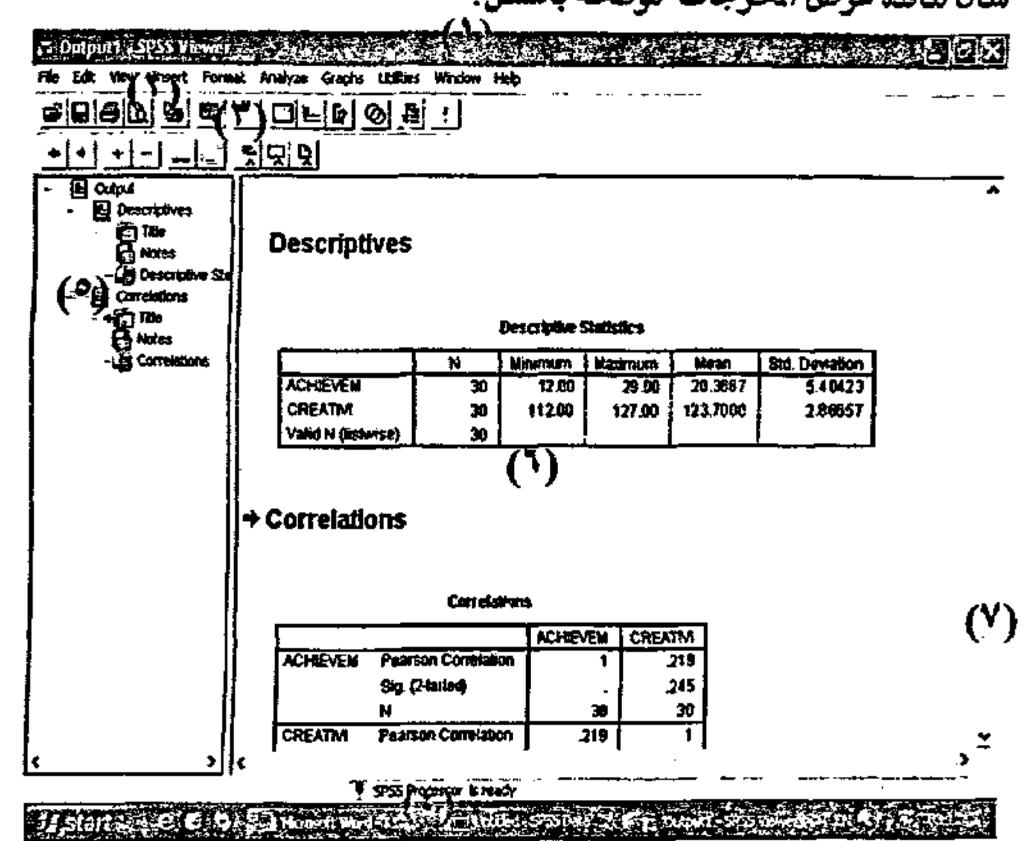
	حب استطلاع	[illegible]	النوع	[illegible]
1	82	80	أنثى	87
2	70	89	ذكر	65
3	80	69	أنثى	92
4	79	80	أنثى	85
5	90	92	ذكر	97
6	60	72	ذكر	53
7	72	78	أنثى	75
8	65	92	أنثى	60
9	59	56	ذكر	52
10	78	80	أنثى	78
11	62	79	ذكر	58
12	82	77	أنثى	79
13	61	62	أنثى	84
14	72	60	أنثى	84
16	85	80	أنثى	85
16	84	60	ذكر	78
17	85	80	أنثى	69
18	68	75	ذكر	58
19	72	78	أنثى	75
20	68	75	أنثى	54
21	68	84	ذكر	59

Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

٢- نافذة عرض المخرجات *spss viewer* :

بعد إجراء أى عملية إحصائية على البيانات التى تم إدخالها ،مثل المتوسط الحسابى أو التوزيع التكرارى ، أو الانحراف المعيارى أو تحليل التباين أو أى عملية أخرى يتم ظهور نتيجة هذه العملية فى نافذة من نوافذ *Spss* تسمى نافذة عرض المخرجات و هى تعرض النتائج الإحصائية فى جداول أو رسوم بيانية ، و يمكن التنقل بين شاشة عرض المخرجات و شاشة البيانات الأصلية من خلال قائمة *Window* الموجودة فى النافذتين، و مثال لنافذة عرض المخرجات موضحة بالشكل:



و تتكون هذه الشاشة من الاتى:

أ- **شريط العنوان** *Title Bar* : و هو موضح بالجزء (١): و الذى يظهر فيه اسم الملف الخاص بالمخرجات و الاسم الافتراضى الذى يضعه البرنامج هو *Output₁* ، و الذى بالطبع يمكن تغييره عن طريق الأمر *File>Save As ...* ، أما امتداد ملف المخرجات فهو إجبارى و يأخذ الامتداد *Spo* .

ب- **شريط القائمة** *Menu Bar* : و هو موضح بالجزء (٢) : و هى تتكون من ١٠ قوائم منها ما هو نفسه فى نوافذ أخرى و منها ما هو يميز هذه النافذة عن النوافذ الأخرى و منها ما هو مختلف فى بعض أوامره الفرعية بالرغم من أخذه نفس اسم القائمة ، و مثال لقائمة موجودة فى شريط قوائم هذه النافذة و موجودة فى شريط القوائم لنوافذ الأخرى ، قائمة *Help* "المساعدة" ،و مثال لقائمة تميز هذه النافذة عن النوافذ الأخرى قائمة *Insert* و التى تختص بإدخال عناوين النتائج و نصوص و كائنات و غيرها من العناصر الأخرى للنتائج ، و مثال لقائمة تختلف فى بعض أوامرها الفرعية بالرغم من أن لها نفس الاسم عن النوافذ الأخرى قائمة *File* ، فهذه القائمة موجودة فى نافذة محرر البيانات و كذلك موجودة فى نافذة المخرجات إلا أن هناك أوامر تؤدى نفس الوظيفة فى النافذتين مثل أمر *File>New>Data* ، و هناك أمر يميز نافذة المخرجات عن نافذة محرر البيانات مثل أمر *File>Save As* .

تدريـــــب
حاول أن تفتح كل القوائم فى هذه النافذة و قم بتجريب الأوامر الفرعية التى تحتويها، و لاحظ الفرق بينها و بين النوافذ الأخرى

جـ- **شريط الأدوات** *Tool Bar* : و هو موضح بالجزء (٣) : و هو مرتبط بشريط القائمة فكما أن هناك قوائم خاصة بالبيانات فقط و أخرى خاصة بالنتائج فقط ، لذلك فان الأدوات منها ما هو مخصص للبيانات فقط و يؤدى نفس الوظيفة بالضبط مثل : أيقونة : و التى هدفها عرض كل خصائص المتغيرات المدونة فى شاشة عرض البيانات مثل(الاسم ، النوع ، الكود ، و هكذا......) ، و هناك أدوات مخصصة للنتائج مثل : أيقونة : و التى تعنى تحديد النتيجة الأخيرة *Select Last Output* (لنسخها أو قصها أو تحريرها مثلاً) .

د- **شريط الحالة** *Status Bar* : و هو كما موضح بالجزء (٤) :و هو نفس الشريط الموجود فى نافذة محرر البيانات و يؤدى نفس الوظيفة لأنه خاص كما سبق و أوضحنا

بتوضيح حالة العملية الإحصائية أثناء تنفيذها ،و شريط الحالة كما سبق و أن أوضحنا يمكن إظهاره أو إخفاؤه من قائمة *View* .

هـ- **منطقة النتائج** : و هى منقسمة إلى جزئين الجزء الأيسر (قائمة المحتويات)، و هو كما موضح بالجزء (٥) بحيث كل نتيجة تتكون من عناصر فرعية مثل عنوان و ملاحظات و إحصاءات ، و بالضغط على كل عنصر يتم الوصول إليه مباشرة فى الجزء الآخر الأيمن و هو كما موضح بالجزء (٦) و الذى يتم فيه عرض كل النتائج الخاصة بالتحليل و التى يمكن تفحصها كلها من خلال شريط التمرير بالجزء (٧)، و يمكن إخفاء الجزء الأيسر من نافذة النتائج و ذلك بسحب الخط الفاصل بين الجزئين ناحية اليسار حتى يتم إخفاء الجزء تماماً ، كما يمكن تضييق أو توسيع مساحتها بنفس الطريقة

ملاحظة

كل نتيجة رئيسية فى الجزء الأيسر مثل *frequencies* ، أو *correlations* أو أى نتيجة أخرى يكون موجود أمامها علامة (-) بمعنى أنها تتكون من عناصر و بالضغط على هذه العلامة (-) يتم إخفاء العناصر مرة أخرى و تتحول إلى علامة (+) ، و تكون نتيجة ذلك أن يتم اخفاؤها من الجزء الأيمن

تدريب

حاول أن تتعرف على مكونات أخرى لنافذة المخرجات

الفصل الثانى

بعض المفاهيم الإحصائية

أولاً: البيانات الإحصائية:

إن البيانات الإحصائية التى يحصل عليها الباحث أو التربوى أو المعلم أو المسئول عموماً قد يعبر عنها بصورة كمية أو كيفية ، و فى حالة التعبير الكمى تأخذ هذه البيانات أرقاماً مثل أعمار التلاميذ بإحدى المدارس بالشهور(١٣٠-١٢٩-١٣٣-١٣٥-...) ، أو درجات الطلاب على إحدى الاختبارات ذى الدرجة الكلية ٢٠(١٧-٩-١٥-١٤-١٨-.....) ، أو الدخل الشهرى للعاملين فى مؤسسة ما بالجنيه (٨٧٢,٦-٦١٢,٤-٧١٥,٤-١٠٤,٨-......) و هكذا ، أما فى حالة التعبير الكيفى فيعبر عن البيانات الإحصائية بصفات مثل تقديرات الطلاب الجامعيين فى مادة الإحصاء و التى يعبر عنها بالصفات التالية(ممتاز-جيد جداً-جيد — مقبول...)، أو نوع الوظفين العاملين بإدارة ما (ذكر- أنثى) ، أو حالتهم الاجتماعية(متزوج-أعزب-غير متزوج-.....) ، و غيرها من البيانات المعبر عنها كيفياً.

و الغرض من الحصول على هذه البيانات الإحصائية هو الوصول إلى معلومات خاصة بهذه البيانات و محاولة فهمها و معرفة مغزاها و تفسيرها لاتخاذ قرارات بشأنها ، و إلا تنتفى الفائدة من عملية جمع البيانات .

فمثلاً عندما يقوم المعلم بتطبيق اختبار شهرى على تلاميذ فصله البالغ عددهم ٥٠ تلميذاً و بعد تصحيح الاختبار حصل المعلم على درجات تلاميذه و قام بسردها درجة تلو الأخرى ، هذه الدرجات تسمى بيانات إحصائية و هنا إذا لم يقم المعلم بجمع معلومات عن هذه البيانات و كذلك -و هو الأهم- اتخاذ قرارات بشأنها فى هذه الحالة تنتفى الفائدة من عملية البيانات ، و فى مثالنا هذا نجد أن المعلم فى حاجة إلى معرفة المزيد من المعلومات منها مثلاً:-

١-عدد التلاميذ الذين حصلوا على أعلى الدرجات .

٢- عدد التلاميذ الذين حصلوا على أقل الدرجات .

٣- عدد التلاميذ الذين حصلوا على درجات محصورة بين درجتين ما ١٧ و ٢٥ مثلا .

و هذه المعلومات و غيرها الكثير يحتاجها المعلم فى اتخاذ قرارات معينة عند التعامل مع تلاميذه طبقاً لمستوياتهم ، و من ضمن القرارات التى يمكن أن يتخذها المعلم بناءً على البيانات الإحصائية التى جمعها هو تشجيع و تدعيم و مدح التلاميذ مرتفعى التحصيل للحفاظ على مستواهم ، و فى المقابل يقوم بمد مزيد من الاهتمام و الرعاية للتلاميذ منخفضى التحصيل و معرفة مسببات انخفاض تحصيلهم و محاولة تلافى هذه المسببات ، و من ثم فان البيانات الإحصائية التى حصل عليها المعلم ساعدته فى اتخاذ قرارات تربوية خاصة بتلاميذه .

و كمثال آخر عندما يحصل باحث على بيانات إحصائية لمجموعتين من مفحوصيه فى متغير التوافق الدراسى إحدى هاتين المجموعتين تتعلم وفق برنامج الساعات المعتمدة و الأخرى تتعلم وفق البرنامج الدراسى الزمنى المعتاد و لاحظ وجود فروق فى درجات التوافق الدراسى بين المجموعتين بصورة تشير إلى أن التلاميذ الذين يتعلمون وفق برنامج الساعات المعتمدة أكثر توافقاً ، و من ثم استطعنا استخلاص معلومات من البيانات الإحصائية التى حصلنا عليها قد تقودنا إلى اتخاذ قرارات تتعلق بتطبيق هذا النظام الدراسى أو على الأقل معرفة إيجابياته و محاولة تطبيقها .

أيضاً إذا قام مدير مدرسة بجمع بيانات إحصائية عن الحالة الاجتماعية للمعلمين بالمدرسة و البالغ عددهم ٢٣ معلماً و استنتج من هذه البيانات أن هناك ١٢ معلم متزوج و ٩ معلمين غير متزوجين و معلم أرمل و معلم مطلق ، فى هذه الحالة يمكن للمدير استخلاص معلومات من هذه البيانات قد تفيده فى تفسير مستوى الأداء فى المدرسة أو ربط الحالة الاجتماعية للمعلم بمستوى أدائه و من ثم فان الحصول على البيانات الإحصائية ليس هو الغاية و لكن البيانات الإحصائية مجرد وسيلة لتحقيق غاية و هو الوصول إلى معلومات تفيدنا فى اتخاذ قرار ما .

فالبيانات الإحصائية بدون تفحصها و تحليلها و محاولة استخلاص معلومات منها تصبح عديمة الفائدة و ليس لها قيمة *Useless* ، و إذا كانت هذه البيانات نقطة الانطلاق و التى

منها يبدأ المسئول عن هذه البيانات فى اتخاذ قرار ما ، لذا ينبغى الحرص على ضرورة الحصول عليها من مصادر موثوقة قد تكون هذه المصادر اختبارات أو مقاييس أو استبيانات أو استطلاعات رأى أو مقابلات شخصية أو ملاحظات أو تقارير .

١- تصنيف البيانات الإحصائية :

يمكن تصنيف البيانات الإحصائية من عدة زوايا منها طبيعة البيانات و عدد البيانات كالتالى:

أ- **طبيعة البيانات**: تقسم إلى بيانات كيفية و بيانات كمية

١) **البيانات الكيفية** : *Qualitative Data* : و فيها يعبر عن البيانات بصفات فمثلا لجمع بيانات إحصائية عن متغير النوع لدى معلمى المرحلة الابتدائية هنا يتم التعبير عن هذه البيانات بصفة إما ذكر أو أنثى ، و كذلك هناك متغيرات أخرى يتم التعبير عنها كيفياً مثل متغير الديانة(مسلم –مسيحى.........)، و متغير الجنسية(مصرى–أمريكى–سعودى.........) ، و تقديرات الطلاب(ممتاز–جيد جدا –جيد–مقبول) ، و غيرها من المتغيرات الأخرى و المعبر عنها كيفياً .

٢) **البيانات الكمية** : *Quantities Data* : و فيها يتم التعبير عن الظاهرة المراد جمع بيانات عنها فى صورة كمية أى أرقام لها مدلول كمى و مثال ذلك عند جمع بيانات إحصائية عن تحصيل التلاميذ فى مادة القراءة فى فصل ما . هنا يتم التعبير عن متغير التحصيل فى صورة أرقام و بالمثل عندما نود جمع بيانات إحصائية عن الدخل الشهرى للعاملين فى مؤسسة ما ستكون البيانات الإحصائية فى صورة أرقام و هكذا .

و يمكن تقسيم البيانات الكمية من زاويتين الأولى هى اتصال البيانات و الثانية عدد القيم المختلفة فى البيانات.

و يمكن تقسيم البيانات الكمية من زاوية اتصال البيانات إلى نوعين بيانات منفصلة و بيانات متصلة كالتالى:

٢)–أ: **بيانات منفصلة**: و هو نوع من البيانات يشير إلى انفصال الأرقام عن بعضها البعض بوجود مسافات بينها قدرها الوحدة أو أكثر مما يعنى عدم اتصال البيانات و كمثال لهذا

النوع من البيانات عدد التلاميذ الموزعين فى كل فصل من فصول مدرسة ما يكون مثلاً ٤٥-٥٦-٤٧-٤٦-٤٣-٤٥-٤٨-٤٥ ، هذا النوع من البيانات منفصل لأنه لا يتضمن كسوراً تؤدى إلى اتصال البيانات فلا يمكن القول مثلاً أن عدد التلاميذ فى فصل ما ٤٥,٥ ، ٤٦,٨ ، و من ثم فان عدد الأشياء عموماً ينتمى إلى فئة البيانات المنفصلة .

٢)-ب: **بيانات متصلة** : و هى البيانات التى لا تنفصل عن بعضها البعض و يمكن توزيعها على خط متصل بدون وجود فواصل بينها لأنها تتضمن كسوراً مثل الأطوال و الأوزان و الأعمار و درجات التحصيل و نسب الذكاء ، فنجد مثلاً طول شخص ١٧٢,٦ سم ،و ووزنه ٨٠,٤ كجم ، كما أنه لا يوجد مانع من الناحية النظرية على حصول الطالب على الدرجة ١٦,٢ أو ١٧,٥ مثلاً و خاصة إذا اتبعت طرق دقيقة و موضوعية فى التصحيح ، و لكن بالرغم من احتواء هذه المتغيرات على كسور إلا أنه من الناحية العملية و فى الغالب يتم جبر الكسر و من ثم تتحول هذه البيانات بصورة لا إرادية إلى أرقام صحيحة مما يجعلها بيانات منفصلة ، فمثلاً إذا كان طول مؤمن ١٨٢,٣ يتم جبر هذا الرقم و نقول أن طوله ١٨٢ سم و إذا كان عمر مريم ٦ سنوات و ١٠ شهور نقول أن عمرها ٧ سنوات ، كما يظهر ذلك جلياً فى التحصيل ففى الوقت الذى يستحق فيه الطالب و بدقة الدرجة ١٧,٦ تعطى له الدرجة ١٧ أو ١٨ ، و من ثم فان هذه البيانات من المفترض أن تكون بيانات متصلة و لكن يتم تحويلها بصورة لا إرادية إلى بيانات منفصلة.

و فى هذا الصدد يشير *(Nunnally,1978,122)* إلى أن الاتصال الكامل للتوزيعات هو تعبير رياضى مجرد *Mathematical Abstraction* و لكن لا يحدث فى واقع القياس الفعلى ، و لكى يتم الاتصال الكامل لا بد من وجود دقة غير متناهية فى القياس ، فالتوزيع يكون متصل إذا كان هناك درجتان على التوزيع و لا يمكن بأى حال من الأحوال وجود درجة أخرى بينهما ، و لذلك ففى واقع القياس الفعلى كل المقاييس لها درجات منفصلة *Discrete* بدلاً من تدرج متصل .

و لكن تجاوزاً يمكن القول أن البيانات الكمية التى من الممكن أن تحتوى على كسور مثل الأطوال و الدرجات و الأوزان نطلق عليها بيانات متصلة ، أما البيانات الكمية التى لا يمكن

أن تحتوى على كسور بأى حال من الأحوال مثل أعداد التلاميذ أو أعداد الفصول أو أى أعداد بصفة عامة نطلق عليها بيانات منفصلة .

كما يمكن تقسيم البيانات الكمية من زاوية عدد القيم المختلفة فى البيانات إلى نوعين بيانات ذات عدد قليل من القيم المختلفة و بيانات ذات عدد كبير من القيم المختلفة

٢)–جـ: **البيانات ذات العدد الصغير من القيم المختلفة**: هى البيانات التى تحتوى على عدد من القيم المحتلفة يقل عن او يساوى ٢٠ ، و لعل المثال التالى يوضح هذا النوع من البيانات :

تم تطبيق اختبار فى مادة الجبر ذى الدرجة الكلية ٦٠ على تلاميذ إحدى الفصول الإعدادية البالغ عددهم ٤٠ تلميذاً و كانت درجاتهم موزعة كالتالى:

٥٠–٤٥–٥٩–٥٠–٤٠–٥٦–٢٩–٣٥–٥٨–٥٨–٥٠–٥٥–٣١–٤٠–٤٧–٥٨–٥٦–٥٦–٥٢–٥٤–
٤٦–٥٨–٤٦–٤٧–٣٢–٥٦–٤٩–٥٢–٤٧–٣٥–٢٩–٥٥–٤٠–٤٥–٢٦–٣٣–٥٨–٥٠–٢٩–٥٤

البيانات السابقة تحتوى على ١٨ قيمة مختلفة ، اى ان عدد القيم المختلفة أقل من ٢٠ و بالتالى فهى بيانات ذات عدد قليل من القيم المختلفة .

٢)–جـ: **البيانات ذات العدد الكبير من القيم المختلفة**: هى البيانات التى تحتوى على عدد من القيم المحتلفة يزيد على ٢٠ ، و لعل المثال التالى يوضح هذا النوع من البيانات :

قام باحث بتطبيق اختبار فى مفهوم الذات ذى الدرجة الكلية ١٠٠ على عينة من المفحوصين عددهم ٣٤ و كانت درجاتهم كالتالى:

٨٠–٧٢–٦٦–٩٢–٥٥–٧٦–٧٥–٨٨–٦٢–٧٤–٨٢–٥١–٨١–٩٥–٧٩–٨٧–٥٤–٧٠–٧٩–٨٥–
٩٦–٤٥–٥٨–٦٤–٧٢–٨٠–٧٢–٥٥–٧٦–٨٠–٧٩–٧٠–٦٠–٦٥

البيانات السابقة تحتوى على ٢٥ قيمة مختلفة ، اى ان عدد القيم المختلفة أكبر من ٢٠ و بالتالى فهى بيانات ذات عدد كبير من القيم المختلفة .

ملاحظة

عدد القيم المختلفة للبيانات يختلف عما يسمى بالمدى الكلى للبيانات و الذى يتم حسابه من المعادلة: المدى الكلى للبيانات = (أكبر درجة فى البيانات –أصغر درجة فى البيانات) .....(٢–١)

ب- **عدد البيانات**: تقسم البيانات من حيث عدد البيانات إلى ثلاثة أنواع من البيانات بيانات عددها صغير جداً و بيانات عددها صغير و بيانات عددها كبير كالتالى:

١) **البيانات ذات العدد الصغير جداً** : و هى البيانات التى يصل عددها إلى ٥ فأقل ، فإذا رمزنا لعدد البيانات بالرمز (ن) فان البيانات ذات الحجم الصغير جداً هى البيانات التى تحقق المتباينة ن ≤ ٥ ، و كمثال لذلك البيانات التالية التى تعبر عن الحالة الاجتماعية لخمسة معلمين فى مدرسة ما :

متزوج-أعزب-أعزب-متزوج-أعزب

و كمثال آخر البيانات التالية التى تعبر عن درجات أربعة مفحوصين فى اختبار ما :

٢٨ -٢٥ -١٦ - ٣٧

فالبيانات السابقة عددها صغير جداً.

٢) **البيانات ذات العدد الصغير** : و هى البيانات التى يزيد عددها عن ٥ حتى يصل إلى ٣٠ و من ثم تحقق المتباينة التالية ٥< ن ≤ ٣٠ ، و كمثال للبيانات ذات العدد الصغير البيانات التالية و التى تعبر عن درجات ٢٤ تلميذ فى إحدى الاختبارات الشهرية لمادة الجبر ذى الدرجة الكلية ٢٠ :

٥-١٤-٦-١٨-٦-١٤-٥-١٤-٩-٨-١٧-٩-١٥-١٤-١٦-١٢-٨-١٦-٦-١٧-١٣-١٤-١١-١٧- ٨-١٩

٣) **البيانات ذات العدد الكبير** : و هى البيانات التى يزيد عددها عن ٣٠ و من ثم تحقق المتباينة ن > ٣٠ ، و من أمثلة هذه البيانات ، البيانات الآتية التى تعبر عن درجات الذكاء التى حصل عليها تلاميذ إحدى الفصول بالمرحلة الإعدادية و البالغ عددهم ٥٠ تلميذاً كالتالى:

٩١ - ٨٤ - ٩٢ - ١٠١ - ٩٧ - ١١٣ - ١٠٩ - ١١٤ - ٩٩ - ١٢٣ - ١٠٣-
١٠٠ - ١٠٣ - ١٠٦ - ٩١ - ١٠٥ - ٩٨ - ١٠٤ - ١٠٠ - ٩٩ - ٩٥ - ٨٨ -
٩٧ - ٩٦ - ٩٥ - ١٠٢ - ١٢٣ - ١١١ - ٩٥ - ١٠٠ - ٩٧ - ١١١ - ١٠١ -
١١٩- ١١٨ - ١٠٥ - ٩٩ - ٩٨ - ٨٧ - ٩٢ - ١١٢ - ١٠٥ - ١٠٠ - ٩٤ -
١٢١- ١٠٨ - ١٠٩ - ٩٧ - ١١٧ - ١١٢

و لقد قدم *(Peers,1996,18)* تصنيفاً للمتغيرات يتشابه إلى حد بعيد مع التصنيف المعروض في الكتاب الحالى حيث أشار إلى أنه يمكن تصنيف المتغيرات إلى كمية [متصلة(تقاس)-منفصلة(تعد)] ، و تصنيفية[اسمية-رتبية(ترتب بصورة فردية أو على هيئة مجموعات مرتبة)] ، و لتوضيح هذه الانواع من المتغيرات قدم *Peers* المثال التالى:

ربما يسأل ولى الأمر عن المتغيرات التى يمكن أخذها فى الاعتبار عند اختيار مدرسة ثانوية لابنه و تكون المتغيرات كالتالى:

- المسافة من المنزل(بالكيلو متر)
- هل هناك قريب فى المدرسة(نعم-لا).
- ترتيب نتائج الامتحانات الخاصة بهذه االدرسة على مستوى المديرية(٥٦،٣٣،١، مثلاً...).
- الشكل العام للمبنى(ممتاز-متوسط-ضعيف)
- ديانة المدرسة(كاثولوكى رومانى-نصارى انجليز-....).

و لقد ترك *Peers* القارئ لتحديد أى من هذه المتغيرات كمية و أيها تصنيفية ، أيها يعد و أيها لا يعد ، أيها رتبى و أيها اسمى .

ثانياً: مستويات القياس:

عندما نرصد أو نقيس ظاهرة أو متغير ما فإننا نحوله إلى بيان فنقول مثلاً تحصيل مصطفى فى الحساب هو(٢٩) ، و أحياناً نقول أن تحصيل مصطفى فى الحساب (جيد)،كما أننا نقول أن رقم جلوس هانى(٢٥١٧٤)، و ترتيب سعيد فى امتحان الدراسات الاجتماعية(٣) كما أننا نقول أن فاطمة (أعلى) من أسماء فى اللغة العربية و أن جنسية أبو بكر(مصرى)، و أن نوع مؤمن(ذكر)،و أن مستوى ذكاء عبد الرحمن(ذكى جدا) و من ثم فإننا عندما نقيس أى متغير فإننا نحوله إلى بيان و المتغير فى الأمثلة السابقة مثل التحصيل و القلق و الذكاء و أرقام الجلوس و الجنسية و النوع و غيرها من التغيرات الأخرى أما البيان فإما نعبر عنه برقم له مدلوله الكمى مثل الرقم (٢٩) فى المثال السابق ، أو رقم ليس له أى مدلول كمى مثل الرقم ٢٥١٧٤ ،و يمكن أن يكون الرقم عبارة عن

ترتيب مثل الرقم ٣ ، و فى بعض الأحيان لا نعبر عن المتغير برقم و لكن بلفظ هذا اللفظ قد يكون له خلفية كمية مثل اللفظ جيد فى التحصيل و ذكى جداً فى الذكاء فهذه الألفاظ بنيت على أرقام لها مدلول كمى فعندما نقول أن تحصيل مصطفى جيد فان هذا التقييم لتحصيل مصطفى جاء بناءً على درجته فى التحصيل التى أعطت مؤشراً أن تحصيله جيد ،و عندما نقول أن مستوى ذكاء عبد الرحمن ذكى جداً فان هذا التقييم لذكاء عبد الرحمن جاء على أساس أن نسبة ذكائه تعدت ١٢٠ و بالتالى فان هذه الألفاظ لها مدلول كمى ، و هناك ألفاظ ليس لها مدلول كمى و إنما تستخدم لغرض التصنيف فقط فمثلاً عندما نقول أن جنسية أبو بكر مصرى فان لفظ مصرى هنا يعبر عن متغير الجنسية و ليس له أى مدلول كمى و بالمثل لفظ ذكر و لفظ أبيض و غيرها من الألفاظ التى تسمى فى هذه الحالة بيانات اسمية، و بالتالى و فى ضوء العرض السابق يمكن التمييز بين أربعة أنواع من مستويات القياس :

١-**المستوى الأسمى** : *Nominal Measurement* : يتم استخدام هذا النوع من مستويات القياس عندما يكون المتغير تصنيفى أى لهدف التصنيف فقط دون أن يكون لبيانات المتغير معنى كمى أو ترتيبى مثل متغير الجنسية(مصرى-أمريكى- سعودى- ليبى..) أو متغير النوع(ذكر-أنثى) ، أو متغير اللون(ابيض-خمرى-.)هذا النوع من المتغيرات يسمى متغيرات اسمية و هى تهدف إلى التصنيف فقط حتى لو عبرنا عنها بأرقام .بدلاً من فئات التصنيف فهى ليس لها مدلول كمى و إنما هدفها التصنيف فقط فلا يمكن أن نقول مثلاً أن الأبيض أكبر من الخمرى أو السودانى أفضل من الليبى ، و لا يمكن القول بان اللاعب الذى رقم فانلته ٩ أفضل من اللاعب الذى رقم فانلته ٢ فالأرقام هنا للتصنيف و التسمية و ليس لها أى مدلول كمى ،لذلك فان أى متغير من هذه المتغيرات نختار له مستوى القياس الاسمى *Nominal* ، و البيانات المنتمية لهذا المستوى لا يمكننا أن نطبق عليها العمليات الحسابية الأربعة فلا يمكننا مثلا أن نجمع الأبيض مع الأبيض أو الأبيض مع الخمرى أو نطرح المستوى المرتفع من المستوى المنخفض لكى يعطينا مستوى جديد ، و هكذا !...

٢- **المستوى الرتبي:** ***Ordinal Measurement*** : نختار لهذا النوع من أنواع مستويات القياس المتغيرات التي يمكننا أن نرتب بياناتها ترتيباً تصاعدياً أو تنازلياً مثل المستوى الاجتماعي الاقتصادي (مرتفع–متوسط–منخفض) ،و الصف الدراسي(الأول–الثاني–الثالث)،و التقديرات الجامعية(ممتاز–جيد جدا –جيد–مقبول..) هذا النوع من المتغيرات و ما يشابهه يمكن أن نرتب بياناته كما يمكننا القول أن ممتاز أعلى من جيد جدا و أن الصف الثالث أعلى من الصف الأول و هكذا ، لذلك فان أى متغير من هذه المتغيرات نختار له مستوى القياس الرتبى *Ordinal* لأن بياناتها قابلة للترتيب و البيانات المنتمية لهذا المستوى لا يمكننا أن نطبق عليها العمليات الحسابية الأربعة فلا يمكننا مثلا أن نطرح الترتيب ٣ من الترتيب ٢ لكى يعطينا الترتيب ١ وهكذا فالعمليات الحسابية لا تعطينا أى معنى ، فمثلاً إذا حصل عبد الله على الترتيب ٣ فى اختبار القراءة وحصل محمد على الترتيب ١ فهل يمكننى القول أن كلاً من عبد الله و محمد حصلا على الترتيب ٤ في اختبار القراءة بالطبع لا ، ولكن قد نطبق هذه العمليات أو بعضها على الرتب لحساب مقاييس إحصائية معينة مثل معامل ارتباط الرتب مثلاً .

٣-**المستوى المسافي:** ***Interval Measurement*** : يلاحظ على المتغيرات الرتبية أننا لا يمكننا أن نحدد المسافة بين أى بيانين بطريقة كمية فلا نعرف مثلاً المسافة أو الفرق بين المتوسط و المنخفض ، أو المسافة بين ممتاز و جيد جداً ، فإذا عرفت أن عبد الله حصل على تقدير ممتاز في الهندسة و محمد حصل على تقدير جيد جداً فى نفس المادة ، فهل تعرف الفرق بينهما بالضبط في هذه الحالة، فقد يكون الفرق بين التقديرين في الدرجات كبير و قد يكون الفرق صغير فإذا علمنا أن :

درجات تقدير ممتاز تتراوح بين ٨٥ حتى ١٠٠ ، وتقدير جيدجداً يتراوح بين ٧٥ حتى ٨٤ فى هذه الحالة قد تكون درجة عبد الله ٩٠ مثلاً و درجة محمد ٨٠ مثلاً و بالتالى يصبح الفرق ١٠ درجات و قد تكون درجة عبد الله ٨٦ و درجة محمد ٨٢ و بالتالى يكون الفرق ٤ درجات فقط ، لذلك فان المستوى الرتبى لا يعطينا المسافات الحقيقية بين البيانات ، ولنأخذ مثالاً اخر لنفرض أن فاطمة حصلت على الترتيب رقم ٣ فى اختبار القراءة و أن

أسماء حصلت على الترتيب رقم ٥ فهل الفرق بينهما درجتان بالطبع لا لان البيانات هنا موضوعة في مستوى قياس ترتيبي مما لا يعطي للفرق بين أى بيانين أى معنى ، ولذلك نحن فى أمس الحاجة إلى مستوى قياس يراعى المسافات بين البيانات ، هذا النوع من المستوى يسمى المستوى المسافى و البيانات التى تناسبه هى البيانات الرقمية ذات الدلول الكمى ، فمثلا إذا حصل هانى على الدرجة ١٧ فى اختبار العلوم و حصل مصطفى على الدرجة ٢٢ فى نفس الاختبار هنا نقرر و بكل ثقة أن المسافة(الفرق) بين الدرجتين هو ٥ و على ذلك فان أى أرقام لها مدلول كمى فإنها تنتمى إلى مستوى القياس المسافى ، وجدير بالذكر أن هذا النوع من مستوى القياس يمكن إجراء عمليتى الجمع و الطرح على بياناته وبالطبع الضرب لأنها جمع متكرر و هذا شئ طبيعى فإذا قلنا مثلاً أن درجة محمد فى الحساب ١٦ و درجته فى القراءة ٢٢ فان درجته فى المادتين هى ٣٨ و الفرق بين الدرجتين ٦ ، و لكن لا يمكن إجراء عملية القسمة ، لأن هذه العملية بالذات تتطلب ما يسمى الصفر المطلق و الذى يعنى أن انعدام الخاصية عند الدرجة (صفر) ،و هذا غير مطبق فى هذا المستوى لأن الدرجة(صفر) فى هذا المستوى تقابل صفر اعتبارى و ليس حقيقى فإذا حصل طالب على الدرجة صفر فى امتحان اللغة الإنجليزية فلا يعنى ذلك أنه لا يعرف أى شئ فى اللغة الإنجليزية و لكن الدرجة (صفر) على الامتحان وضعت على أساس عدم استجابته لأسئلة معينة خاصة بالامتحان و ليس بالظاهرة ككل ، ولعل أشهر المتغيرات التى لا ترتبط بوجود صفر مطلق هو مقياس درجة الحرارة فدرجة الحرارة صفر على القياس المئوى لا تعنى انعدام الحرارة و لكن هى بداية تدريج متعارف عليها بدليل وجود درجات حرارة مئوية سالبة ووجود تحويلات فى مقاييس الحرارة نفسه من المقياس المئوى الذى فيه اتفق على أن صفر هى بداية التدريج إلى مقياس آخر و ليكن فرنهايت و الذى فيه يقابل الصفر المئوى ٣٢ درجة فرنهايت ، و بذلك لا يمكننا القول أن درجة الحرارة ٤٠ هى بالضبط ضعف درجة الحرارة ٢٠ وذلك لعدم وجود صفر حقيقى(انعدام الحرارة) .

٤-**القياس النسبى** ***Ratio Measurement*** : إن هذا النوع من مستويات القياس يجمع كل مزايا المستويات الثلاث السابقة ، بالإضافة إلى ميزة مهمة جداً و هى توافر الصفر المطلق و التى تعنى كما سبق و أوضحنا انعدام الخاصية تماماً و لعل الطول و الوزن خير مثالين على ذلك فيمكننا القول أن القيمة صفر فى الطول تعنى لا طول و القيمة صفر فى الوزن تعنى لا وزن ، فمثلاً لقياس الطول نستخدم مسطرة مدرجة من صفر إلى عدد من الوحدات المتساوية (سنتيمترات أو بوصات أو أمتار و ما شابه من وحدات الطول)و تكون بداية التدريج على هذه المسطرة هى الصفر و الذى يعبر بالفعل عن صفر حقيقى و يكفى لان تقتنع بذلك أن تقارن بين المسطرة كأداة لقياس الطول و التى تحتوى على صفر مطلق ، و الترمومتر كأداة لقياس درجة الحرارة و التى تكون بداية التدريج صفر أيضاً و لكنه ليس صفر حقيقى فهو لا يعنى لا حرارة كما سبق و أوضحنا و كذلك المثل عند تصميم اختبار لقياس متغير ما و ليكن الاستعداد الحسابى و الذى يتكون من ٢٠ سؤال و تتراوح الدرجة الكلية من ٠ إلى ٤٠ مثلاً (مثله مثل الترمومتر و المسطرة) ، وحصل طالب على الدرجة صفر فهل يعنى ذلك انعدام الاستعداد الحسابى بصورة مطلقة عند هذا الطالب بالطبع لا لأننا لم نصل بعد فى القياس النفسى إلى الدرجة التى نتحقق منها من انعدام الخاصية ، و خاصية الصفر المطلق الموجودة فى مستوى القياس النسبى تتيح لنا بالإضافة إلى عمليات الجمع و الطرح و الضرب عملية قسمة البيانات النسبية على بعضها البعض فيمكن القول أن طول عبد الله يعادل مرة و ربع مثلاً من طول محمد (لاحظ أنه لا يمكن أن أقول أن درجة عبد الله في الرياضيات مثلاً تعادل مرة و ربع درجة محمد – لعدم وجود صفر حقيقى فى التحصيل أستند إليه فى عملية القسمة)، و بذلك يمكن إجراء العمليات الحسابية الأربعة على بيانات هذا المستوى بصورة تعطينا معنى و لذلك يعد المستوى النسبى أقوى مستويات القياس و لكن تطبيقه على البيانات السيكولوجية و الاجتماعية و التربوية يعد شيئاً صعباً نظراً لعدم توفر خاصية الصفر المطلق على هذه البيانات يكفى أن تعرف أنه لا وجود لشئ اسمه مثلاً صفر قلق فأى إنسان فى العالم مهما بلغت صحته النفسية لا بد أنه سيعانى بدرجة ما من القلق يمكن أن تكون درجة متدنية و لكنها لا

يمكن بأى حال من الأحوال أن تصل إلى الصفر ، و قس على ذلك العديد من البيانات التى من هذا النوع ، و لذلك فإننا في مجال الإحصاء التربوى و الذى يتعامل مع بيانات سيكولوجية و اجتماعية و تربوية نلجأ إلى مستويات القياس الأقل و هو الاسمى و الرتبى و المسافى على حسب طبيعة بيانات كل متغير أو ظاهرة ، و لعل هذا ما جعل برنامج *SPSS* يضم مستوى القياس المسافى مع مستوى القياس النسبى فى مستوى قياس جديد سمى مستوى القياس المتدرج ***Scale Measurement*** .

وهناك بعض الأمور المتعلقة بمستويات القياس بصفة عامة يمكن أن نوردها فيما يلى:

أ- اختيار الأسلوب الإحصائى المناسب لمعالجة أى بيانات يتوقف على مدى انتماء هذه البيانات لأى مستوى من مستويات القياس، فمثلاً لا يمكن حساب معامل الارتباط فاى مثلاً إلا على البيانات الاسمية و لا يمكن حساب المتوسط مثلاً إلا على البيانات المسافية .

ب- يمكن تحويل بيانات مستوى القياس المسافى إلى بيانات مستوى القياس الرتبى ،و بذلك نتعامل مع البيانات المسافية كبيانات رتبية ، فمثلاً إذا كان لدينا القيم ٢٥٦، ٤٢٥، ٣٢٥ مثلاً فإنه يمكننا تحويل هذه البيانات المسافية إلى بيانات رتبية هى : ١ ، ٣ ، ٢ على الترتيب ، و كذلك المثل يمكننا تحويل البيانات المسافية إلى بيانات اسمية فمثلاً إذا كان لدينا درجات ١٠ طلاب فى اختبار الحساب ذى الدرجة الكلية ٣٠ و كانت كالتالى: ١٧-٢٣-١٢-١٤-١٨-٢٦-٢٥-٢٧-١٠-١٩ و هذه بيانات مسافية ، يمكن أن نحولها إلى بيانات اسمية كالتالى : ناجح-ناجح-راسب-راسب-ناجح-ناجح-ناجح-ناجح-راسب-ناجح ، فالبيانات الأخيرة بيانات اسمية لأنها صنفت الطلاب إلى ناجحين و راسبين ، و هنا تم تصنيف الطلاب إلى قسمين كما أنه يمكن تقسيمهم إلى أكثر من قسم ولذلك تسمى هذه البيانات بيانات اسمية اصطناعية .و أيضاً يمكن تحويل البيانات الاسمية إلى بيانات مسافية ، كما ستعرف من ثنايا هذا الكتاب.

جـ- يعد مستوى القياس النسبى أقوى مستويات القياس لأنه يوفر خاصية الصفر المطلق ، لذلك فهناك نظريات حديثة فى مجال القياس النفسى تحاول أن تصل بالقياس النفسى إلى دقة هذه النوع من مستويات القياس الذى يوفر الموضوعية فى قياس السلوك الإنسانى .

ثالثاً :المتغير المستقل *Independent Variable* و المتغير التابع *Dependent Variable*:

إن الفرق بين المتغير المستقل و المتغير التابع يكمن في أن المتغير المستقل يؤثر في المتغير التابع و بالتالي فان المتغير التابع هو تابع لاختلاف بيانات المتغير المستقل فكلما إختلفت هذه البيانات و تحت تأثير علاقة التأثير و التأثر فان بيانات المتغير التابع ستختلف أيضاً ، و بالتالي يمكن القول أن المتغير المستقل هو متغير مؤثر *Affective* و المتغير التابع هو متغير متأثر *Affected* ، و هناك مقاييس إحصائية عديدة تتطلب التمييز بين المتغير المستقل و المتغير التابع و من هذه المقاييس تحليل الانحدار و تحليل المسار و معامل إيتا و كذلك تحليل التباين و اختبار ف و غيرها من المقاييس الأخرى ، كما أن هناك مقاييس إحصائية لا تتطلب التمييز بين المتغيرين منها معامل ارتباط بيرسون ، و يختلف عدد المتغيرات المستقلة و التابعة باختلاف الموقف الذى يتم ملاحظته أو قياسه ، فقد يكون هناك متغير مستقل واحد و متغير تابع واحد كرصد تأثير التخصص(علمي–أدبي)(متغير مستقل) على الدافعية للتعلم (متغير تابع) ، و قد يكون هناك عدد من المتغيرات المستقلة و متغير تابع واحد كالتعرف على مدى إمكانية التنبؤ بالقدرة الإبتكارية (متغير تابع) من خلال كل من (الدافع المعرفى (متغير مستقل (١)، الذكاء المكانى(متغير مستقل (٢) ، التوافق الاجتماعى(متغير مستقل (٣) ، النوع(متغير مستقل (٤)) ، و قد يكون هناك أكثر من متغير تابع و متغير مستقل وحيد كمحاولة التعرف على تأثير البيئة الأسرية(متغير مستقل) على كل من الذكاء الأخلاقى(متغير تابع(١) ، التحصيل الدراسى(متغير تابع (٢) ، مستوى الطموح(متغير تابع(٣)) ، و هكذا ، و يتبقى القول أنه يمكن لمتغير ما أن يكون مستقلاً و تابعاً في نفس الوقت فعنوان رسالة الدكتوراة الخاصة بالمؤلف هى : أثر الكفاءة الذاتية لدى معلمى التربية الخاصة كناتج لبعض المتغيرات على التوافق الاجتماعى لدى تلاميذهم و التى منها نجد أن متغير الكفاءة الذاتية يعد متغير مستقلاً و تابعاً في نفس الوقت فهو متغير مستقل بالنسبة للتوافق الاجتماعى لأنه من المفترض أن يؤثر على التوافق الاجتماعى، كما أنه متغير تابع لأنه

متأثر ببعض المتغيرات المحددة فى الرسالة ، و القياس الإحصائى الذى استخدمه الباحث للتحقق من مدى صحة هذه العلاقات هو تحليل المسار و سيعرض الباحث فى موضع لاحق فى هذا الكتاب نبذة عن تحليل المسار و كذلك كيفية إجرائه و ذلك من خلال اختبار صحة الفرض الرئيسى فى رسالة الدكتوراة الخاصة بالمؤلف ، حيث أن هذا الفرض يصيغ العلاقات بين المتغيرات بحيث يكون منها ما هو مستقل و منا ما هو تابع و منها ما هو مستقل و تابع فى نفس الوقت و هو متغير الكفاءة الذاتية و الذى تمت الإشارة إليه .

رابعاً: العينة : *Sample* :

إن كلمة عينة تعنى جزء من كل أى عدد صغير من عدد كبير و نحتاج دائماً إلى العينات فى دراساتنا و بحوثنا ، فإذا أردنا مثلاً حساب متوسط ذكاء طلاب الجامعات المصرية فلا يعقل أن نحسب هذا المتوسط لكل طلاب الجامعات المصرية مما يمثله من مشقة و عناء و ضياع للوقت و الجهد و لذلك من المعتاد أخذ جزء من هذا الكل لدراسة متغير الذكاء عليه و النتيجة التى سنحصل عليها ستكون معممة على الكل أى نقول أن متوسط ذكاء طلاب الجامعات المصرية هو ١١٥ مثلاً ، مما يمثل توفيراً فى الوقت و الجهد و المال ، أيضاً من الأمثلة الشهيرة لذلك عندما نريد فُحص فصيلة دم إنسان فهل يعقل أن نسحب كل دم الإنسان لكى نعرف فصليته ، أننا نأخذ جزء يسير جداً لكى نفحصه و النتيجة التى سنحصل عليها سنعممها على الدم كله عند هذا الإنسان أى نقول أن فصيلة دم هذا الإنسان هو *A* مثلاً .

و فى هذا الصدد أشار *(Peers,1996,86)* أنه من المستحيل جمع معلومات عن كل أفراد الأصل الكلى ،و البديل لذلك نختار عينة من الأصل الكلى و التى على الباحث أن ينتقيها بحرص ،و حدد خطوات استخدام العينة فى التعميم على الأصل الكلى كالتالى: ١)تعريف الأصل الكلى موضوع الاهتمام ،٢)جمع البيانات على عينة عشوائية من هذا الأصل الكلى ،٣)تحليل البيانات على هذه العينة "وصف و تلخيص خصائص العينة و فرض الفروض " ، ٤) إصدار تعميمات و نتائج من العينة على الأصل الكلى المشتقه منه .

كما أوضح *(Bryman&Cramer,2001,96)* إلى أنه ليس من الضرورى أن تكون عناصر العينة أفراد ، حيث أن العينة يمكن أن تشتمل على أفراد أو أى عناصر أخرى مثل المدارس ، أو المؤسسات أو هيئات معينة بحيث كل عنصر يسمى وحدة و لذلك أطلق على عناصر العينة كلمة وحدات *Units* ،كما أوضح أن كلمة *Population* لا تعنى مجتمع بمعناه الحسى المتعارف عليه ، و انما هو عبارة عن مجموعة كلية من الوحدات ،و التى يتم انتقاء وحدات العينة منها.

ملاحظة
و لهذا يفضل المؤلف كلمة" أصل كلى "بدلاً من كلمة مجتمع للتعبير عن مصطلح ***Population***

و الأصل الكلى قد يكون طلاب الجامعات المصرية أو طلاب جامعة المنيا أو طلاب كلية التربية بقنا أو الأطفال الملتحقين بدور الحضانة فى جمهورية مصر العربية أو الأطفال الملتحقين بدور الحضانة في مدينة قنا أو معلمو المرحلة الابتدائية بأسيوط ، .....أو المدارس الحكومية بجمهورية مصر العربية ، و هكذا فالأصل الكلى هو عملية نسبية يحدده الباحث و يلتزم به فى بحثه ، فمثلاً إذا حددنا الأصل الكلى "طلاب الثانوية العامة بمحافظة قنا " فعندما نأخذ عينة من هؤلاء الطلاب لتطبيق بحث ما عليهم فانه لا يعقل أن يكون من أفراد العينة المختارين طالباً من أسيوط أو المنيا أو أسوان لأننا بذلك نكون قد خرجنا عن الأصل الكلى المحدد ، و السؤال هنا الذى يفرض نفسه هو : هل النتيجة التى نحصل عليها على العينة المختارة صالحة للتعميم على الأصل الكلى المختارة منه هذه العينة ، فمثلاً إذا توصلنا أن متوسط ذكاء طلاب عينة منتقاة من طلاب الجامعات المصرية "أصل كلى" هو ١١٥ فهل معنى ذلك أن متوسط ذكاء طلاب الجامعات المصرية هو ١١٥ ، فى الواقع إن كفاءتنا فى تعميم النتيجة التى نتوصل بها من العينة على الأصل الكلى الذى اشتقت منه يتوقف على شرطين مهمين جداً بالنسبة لهذه العينة و هما : التمثيل و العشوائية ، و هما الشرطان اللذان يحددان كون العينة احتمالية أو غير احتمالية ، كما سنرى بعد قليل .

و فى هذا الصدد يشير *(Coolican,1999,58)* أنه لتجنب تحيز *Bais* العينة كمعبرة عن الأصل الكلى نحتاج إلى عينة ممثلة لهذا الأصل و الذى منه أخذنا العينة ، لتأكيد أن ليس

هناك مفحوص احتمالية اختياره فى العينة أكثر من الاخرين ، و هناك صفة أخرى لتحقيق عدم تحيز العينة و هى عشوائية العينة و التى تعنى أن كل مفحوص فى العينة له فرصة متكافئة فى الاختيار، و هذا يجرنا إلى وجود عدة أنواع للعينات كالتالى:

١- أنواع العينات :

أ- **العينة العشوائية** : و فيها يتم اختيار كل وحدة من وحدات العينة بطريقة عشوائية بحيث يكون لكل وحدة من وحدات الأصل الكلى نفس الفرصة(نفس الاحتمال) فى الاختيار لكى تكون ضمن وحدات العينة دون تدخل ذاتى من الباحث .

مثال: عند اختيار عينة عددها(٥٠٠) تلميذ من الجنسين من أصل كلى من تلاميذ الصف الخامس الابتدائى بمحافظة قنا عدد تلاميذه(٣٠٠٠) تلميذ فان عشوائية العينة تتحقق إذا كان كل تلميذ فى الأصل الكلى له نفس فرصة الاختيار لكى يكون ضمن تلاميذ العينة المختارين و البالغ عددهم (٥٠٠) تلميذ و لكى يتحقق ذلك أى العشوائية فى الاختيار نتبع طرق معروفة لتحقيق العشوائية منها مثلاً طريقة جدول الأرقام العشوائية و طريقة طى الأوراق ففى مثالنا السابق يمكن استخدام الطريقتين التاليتين:

***طريقة جدول الأرقام العشوائية**: قم بترقيم طلاب الأصل الكلى البالغ عددهم(٣٠٠٠) تلميذ من ١ حتى ٣٠٠٠، و تأكد من معرفة الاسم المقابل لكل رقم جيداً و يمكن تنفيذ ذلك من خلال كشوف الأسماء الموجودة بالمدارس حتى تعرف أى اسم فى حالة اختيار رقمه فى العينة، ثم اكتب أرقاماً مسلسلة فى جدول مكون من صفوف و أعمدة ثم حدد صفحات هذا الجدول و ليكن ٥ صفحات مثلاً، أغمض عينيك و ضع إصبعك على أى مكان فى الصفحة الأولى و بعد فتح العينين تعرف على الرقم الذى تحت إصبعك ليكون هو أول رقم عشوائى تم اختياره، اذهب إلى الصفحة الثانية و كرر نفس الشئ و هكذا بالنسبة لبقية الصفحات الخمس و بذلك نكون قد اخترنا ٥ أرقام عشوائية ، كرر هذه العملية مرات و مرات حتى تصل إلى عدد الأرقام العشوائية الممثل للعينة ، ثم بعد ذلك تعرف على الأسماء المقابلة لهذه الأرقام لتكون العينة العشوائية المطلوبة ، و جدير بالذكر انه ليس هناك طريقة ثابتة لإجراءات اختيار الأرقام العشوائية و إن كانت كلها تحقق نفس الهدف.

• **طريقة طى الأوراق:** هى طريقة أكثر يدوية حيث يتم فيها وضع كل رقم من أرقام الأصل الكلى البالغ عددهم (٣٠٠٠) رقم فى ورقة و طيها جيداً و بذلك يصبح لدينا ٣٠٠٠ ورقة مطوية ، ثم نضع هذه الوريقات المطوية فى صندوق و نقلبه جيداً ثم نقوم بسحب ورقة تلو الأخرى حتى نصل إلى عدد من الوريقات يصل (٥٠٠) و هو عدد العينة المطلوب ، ثم بعد ذلك تعرف على الأسماء المقابلة لهذه الأرقام لتكون العينة العشوائية المطلوبة .

ملاحظة

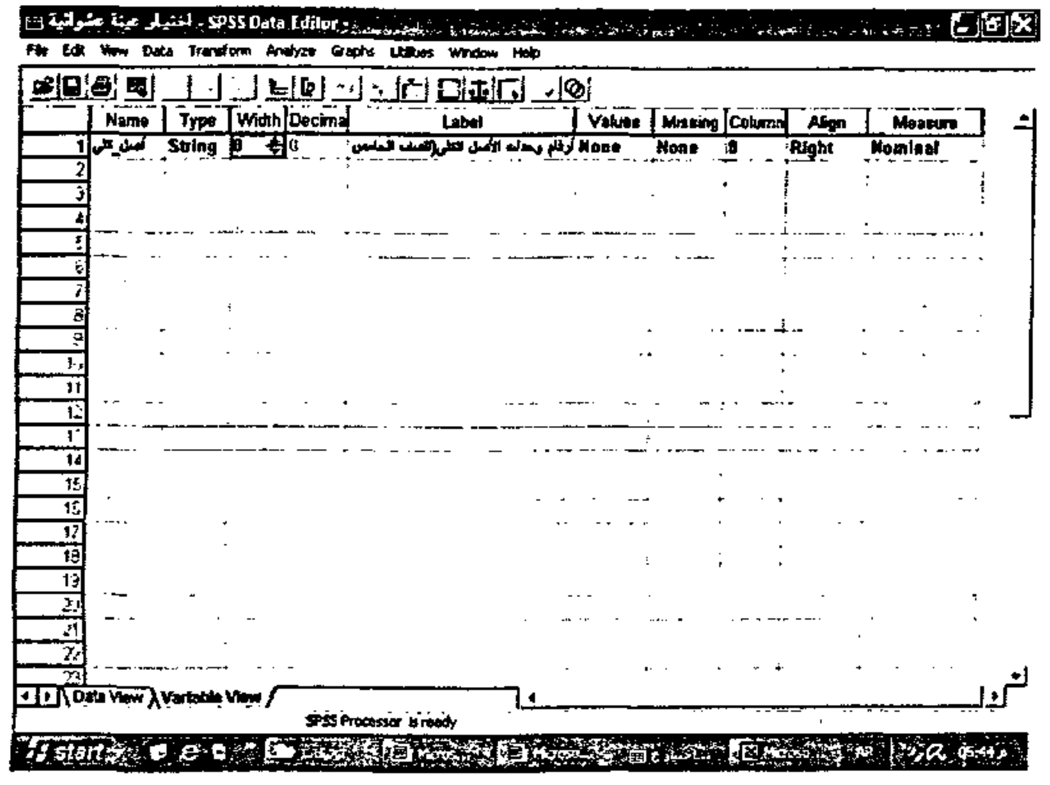
توجد جداول احصائية جاهزة خاصة بالأرقام العشوائية يمكن استخدامها فى هذا الصدد، كما توجد برامج الكترونية لتوليد الأرقام العشوائية تسمي *Random Numbers Generator* و من هذه البرامج بالطبع برنامج *SPSS*.

كيفية اختيار عينة عشوائية باستخدام *SPSS* :

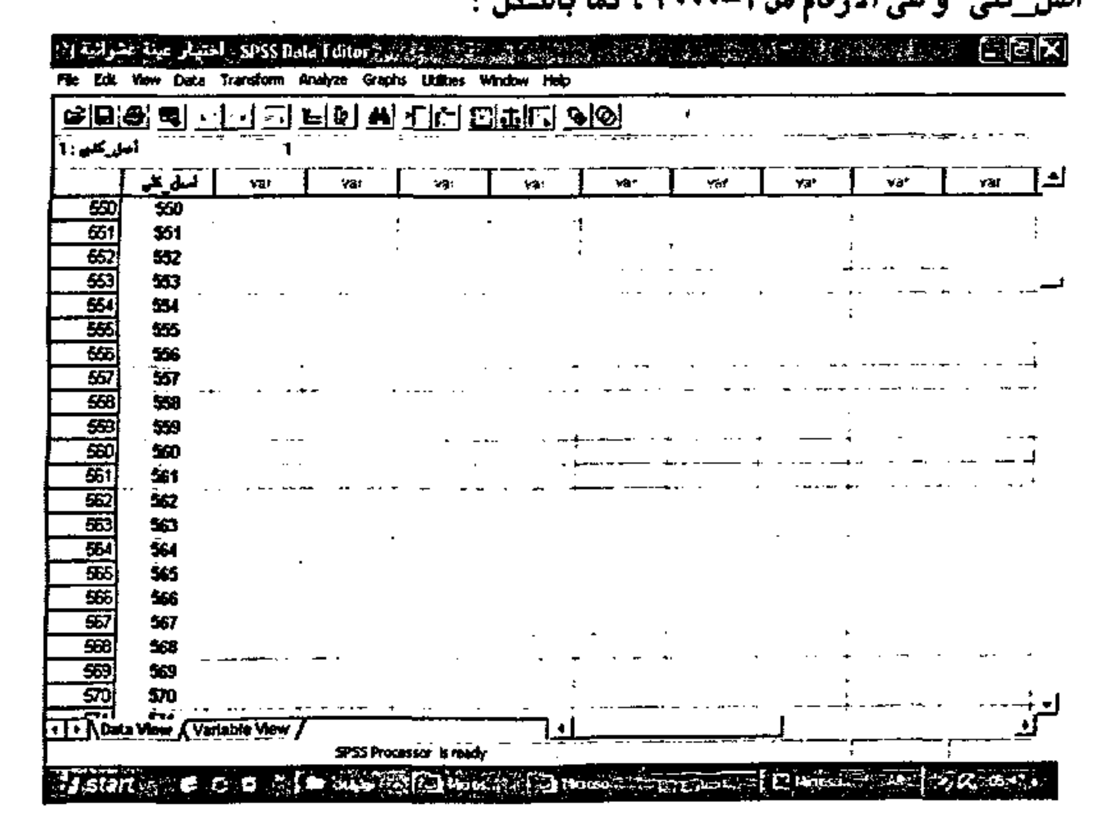
اتبع الخطوات التالية :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغير المطلوب" أصل_كلي" ،و ذلك بفتح شاشة *Variable View* و تحديد هذه الخصائص و الموضحة أيضاً بالشاشة :

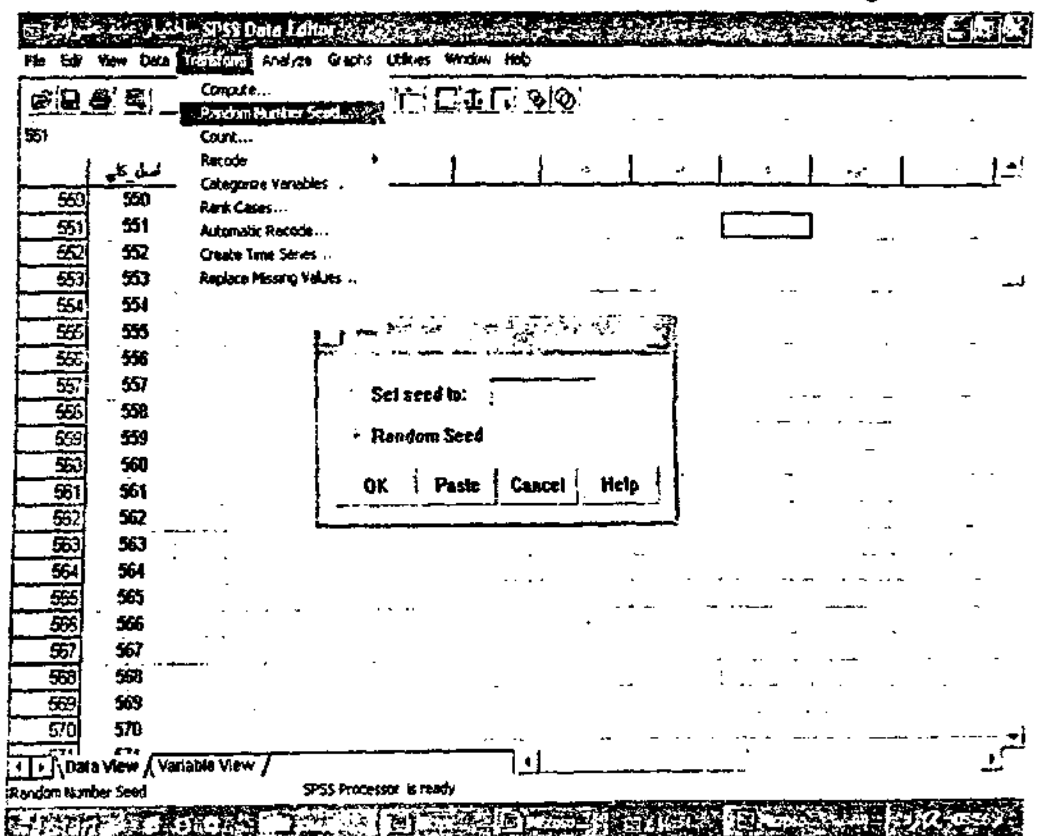
الاسم	النوع	عرض المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
أصل كلي	نوعي	٨	٠	أرقام وحدات الأصل الكلي(الصف الخامس الابتدائي بمحافظة قنا)	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	اسمي



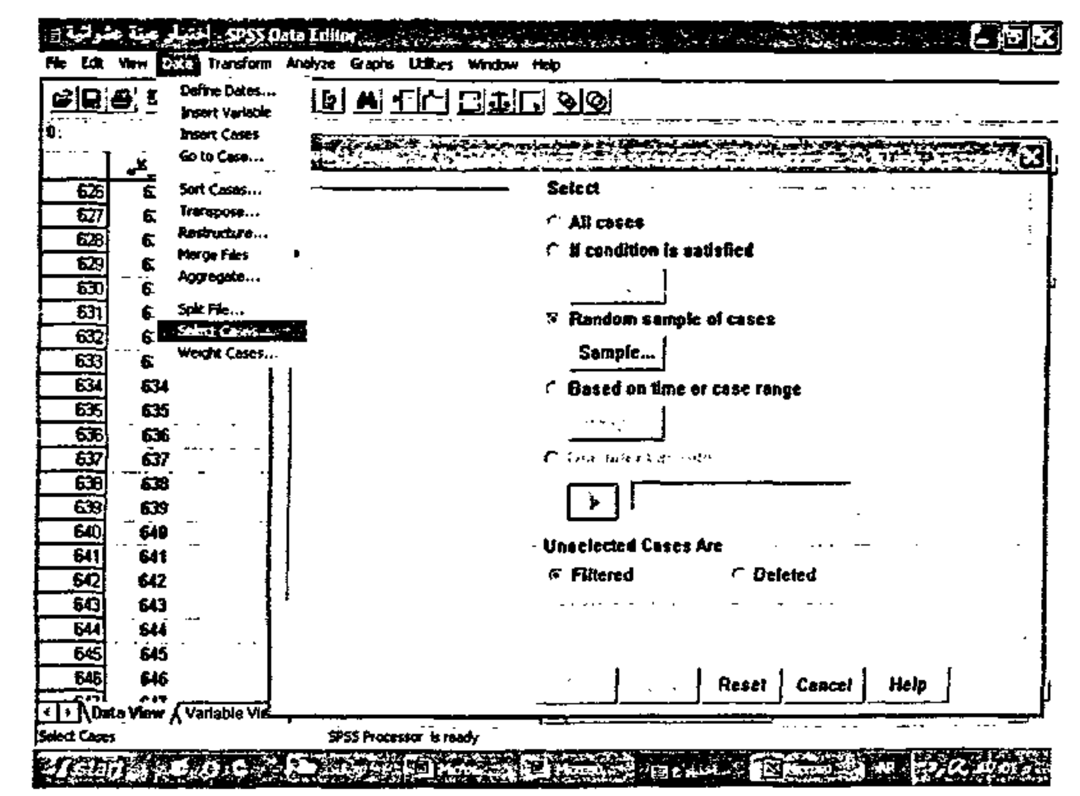
الخطوة الثانية : **الانتقال الى شاشة البيانات *Data View* و ادخال بيانات المتغير " أصل_كلى" و هى الارقام من ١-٣٠٠٠ ، كما بالشكل :**



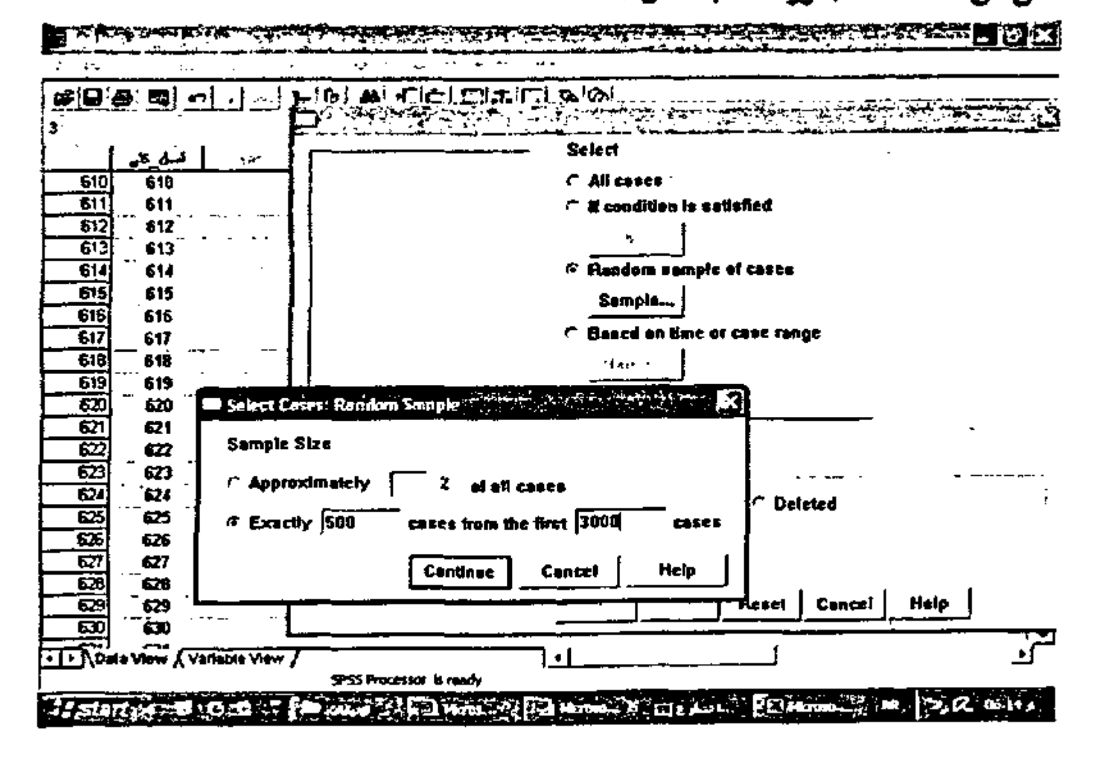
الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر *Transform* نختار الأمر الفرعى *Random Number Seed...* ، و هذه الخطوة هدفها عمل عدد من تتابعات الأرقام التى تزيد فرصة تساوى احتمالات ظهور الأرقام العشوائية ، و هى تعتبر نقطة بداية يبدأ منها البرنامج توليد كل رقم عشوائى جديد ، و لذلك عند فتح هذا الأمر الفرعى سيظهر مربع حوار نحدد فيه إما عدد محدد من التتابعات(أى عدد محصور بين ١ حتى ٢,٠٠٠,٠٠٠,٠٠٠)، أو عدد عشوائى يختاره البرنامج *(Random Seed)* ، نختار مثلاً الاختيار الثانى ، كما بالشكل :



الخطوة الرابعة : من سطر الأوامر *Data* نختار الأمر الفرعى *Select Cases...*، سيظهر على يمين المربع خيارات عديدة نختار ما يهمنا منها و هو *Random Sample Of Cases* ، ثم نضغط على الأيقونة الموجودة تحته و المسماة *Sample...* ، كما بالشكل الموضح :



الخطوة الخامسة : بعد الضغط على الأيقونة *...Sample* يظهر مربع الحوار المرفق ، نحدد فيه إما (أن يكون عدد وحدات العينة نسبة معينة من وحدات الأصل الكلى) ، أو عدد محدد ، نختار العدد المحدد فى مثالنا و هو (٥٠٠) مع ضرورة كتابة عدد وحدات الأصل الكلى فى الخانة المجاورة كما بالشكل :



الخطوة السادسة : يتم الضغط على ذرار *Continue* لإخفاء مربع الحوار الفرعى و العودة إلى مربع الحوار الأصلى ، و الذى يتم فيه الضغط على ذر الموافقة لتوليد وحدات العينة العشوائية المطلوبة (فى متغير جديد يسميه البرنامج *Filter_$* (و بالطبع يمكن تغيير الاسم)، كما بالشكل و هى الوحدات الموجود أمامها الرقم(١) ، أما الوحدات الموجود أمامها (٠) فهى وحدات مستبعدة :

SPSS Data Editor

File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

3 : filter_$ 0

	تسلسل كلى	filter_$	var	var	var	var	var	var	var	var
625	625	0								
626	626	0								
627	627	0								
628	628	0								
629	629	0								
630	630	1								
631	631	0								
632	632	0								
633	633	0								
634	634	0								
635	635	0								
636	636	0								
637	637	0								
638	638	0								
639	639	1								
640	640	0								
641	641	0								
642	642	0								
643	643	0								
644	644	0								
645	645	0								

Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

ملاحظة

يمكن اختيار عينة عشوائية من مجموعة من بيانات تم الحصول عليها ،و بالتالى تكون وحدات العينة المختارة هى عبارة عن البيانات نفسها ، و فى هذه الحالة إذا كانت البيانات كمية سيظهر اسم المتغير على يسار صندوق الحوار الأصلى المسمى *Select Cases* و الموجود فى الخطوة الرابعة (لإمكانية إجراء عمليات أخرى عليه) ، أما لو كان المتغير نوعى فلن يظهر كما فى مثالنا هنا .

ب- العينة الطبقية : يتم فيها تقسيم الأصل الكلى إلى طبقات (أقسام) على حسب أهمية هذه الطبقات فى المعالجة الإحصائية ، ثم نقوم باختيار عدد الوحدات من كل طبقة بحيث تكون نسبة عدد الوحدات المختارة من كل طبقة بنفس نسبة عدد وحدات الطبقة فى الأصل الكلى .

مثال: إذا أردت اختيار عينة طبقية من طلاب كلية التربية بقنا من أصل كلى عدده ٢٠٠٠ طالب و طالبة بحيث أن عدد الطلاب ٦٠٠ طالب و باقى الأصل الكلى طالبات (١٤٠٠) طالبة ، هنا يمكن تقسيم الأصل الكلى لطبقتين الطلاب و نسبتهم فى الأصل الكلى (٢٠٠٠/٦٠٠=٠,٣) ، و الطالبات و نسبتهن في الأصل الكلي(٢٠٠٠/١٤٠٠=٠,٧) ، و من ثم فعند اختيار عينة من هذا الأصل الكلى فلابد أن نحافظ على هذين النسبتين فمثلاً لو اخترنا عينة مكونة من ٣٠٠ طالب و طالبة في هذه الحالة سيكون عدد الطلاب =(٣٠٠×٠,٣=٩٠)، و عدد الطالبات =(٣٠٠×٠,٧=٢١٠)، و بذلك تكون عينتنا مكونة من ٩٠ طالب و ٢١٠ طالبة ، و هكذا يمكن تقسيم الأصل الكلى إلى طبقات أخرى مثل علمي و أدبي أو سنة أولى و سنة ثانية و سنة ثالثة و سنة رابعة و يمكن أن تتفاعل أكثر من نوع من الطبقات مع بعضها مثلا الطلاب المتخصصين علمياً و الطلاب التخصصين أدبياً و الطالبات المتخصصات علمياً و الطالبات المتخصصات أدبياً و نرى نسبة تمثيل كل طبقة مزدوجة في الأصل و نمثلها في العينة و هكذا ،، و هذا النوع من العينات يحقق شرط التمثيل أى تمثيله للأصل الكلى .

تدريب

اختر عينة طبقية عددها ٤٠٠ طالب من أصل كلي عدده ١٥٠٠ طالب من المتخصصين علمياً و المتخصصين أدبياً حيث أن عدد الطلاب المتخصصين أدبياً ٨٠٠ طالب و باقى الأصل الكلي (المتخصصين علمياً) ٧٠٠ طالب .

جـ- العينة الطبقية العشوائية: إن هذا النوع من العينات يجمع بين ميزة العشوائية المحققة عند اختيار العينة العشوائية و كذلك ميزة التمثيل المحققة عند اختيار العينة الطبقية فبالإضافة إلى الإجراءات الخاصة بالعينة الطبقية فان وحدات كل طبقة يتم اختيارها

بصورة عشوائية دون تدخل ذاتي من الباحث ،و يعد هذا النوع من أفضل أنواع العينات البحثية ، و يحقق صفة الاحتمالية و التى سيتم التحدث عنها بعد قليل .

ملاحظة و تدريب

الخانة المجاورة لعدد العينة المطلوب اختياره (و الذى كتبنا فيه عدد وحدات الأصل الكلى)

،تفيد فى اختيار العينة الطبقية العشوائية

(فكر كيف يكون ذلك؟)

د- **عينات غرضية** : وحدات هذا النوع من العينات يتم اختيارها لأغراض معينة متعلقة بالبحث نظراً لان فى هذه الوحدات طبيعة ما مطلوب دراستها ، كأن يختار تلاميذ مدرسة فى منطقة نائية أو مجاورة لاضطرابات بيئية كتلوث أو ضوضاء و يقوم بدراسة سلوك تلاميذها .

هـ-**عينات غير بحثية**: فى بعض الأحيان يختار الباحث وحدات العينة بأسلوب قصدى و متعمد و متحيز لأسباب متعلقة بسهولة الحصول على وحدات هذه العينة مثل بناء استفتاء و تطبيقه على أشخاص مأخوذة أسماؤهم من دليل التليفونات و بذلك لن تكون عينته ممثلة للأصل أو تطبيق الباحث لأدوات بحثه على من يتيسر له مقابلته من المفحوصين، و لاشك إن هذا النوع من العينات يعطى نتائج مضللة لان العينة فقدت أهم شرطين فيها و هى التمثيل و العشوائية.

و-العينة الاحتمالية :

رأينا مما سبق أن هناك شرطين ينبغى تحققهما فى العينة حتى يمكن الاعتماد على النتائج المستخلصة منها فى التعميم على الأصل الكلى المستخلصة منه العينة و هما التمثيل و العشوائية و فى الواقع إن أى عينة يتوفر فيها هذان الشرطان يقال عليها أنها عينة احتمالية *Probability Sample* ، نظراً لأن كل فرد فى الأصل الكلى المسحوبة منه العينة يملك نفس الفرصة فى الاختيار و بالتالى يمكننا إجراء عملية الاستدلال بخاصية(خصائص) الأصل الكلى بناءً على المعلومات المستقاة من هذه العينة نظراً لتساوى احتمالية انتقاء كل وحدة من وحدات طبقة العينة من أصله الكلى .

و فى هذا الصدد أوضح (Peers,1996,87) أن العينة التى تتوافر فيها العشوائية فى الاختيار ، بحيث يكون فرصة كل فرد(وحدة) لكى يكون فى العينة لا يعتمد على فرصة وجود الاخر فى العينة فان هذه العينة يطلق عليها عينة احتمالية ، و يؤيد ذلك (Bryman&Cramer,2001,97) الذى أوضح أن العينة الاحتمالية هى العينة التى يكون لكل فرد فيها نفس الفرصة فى الاختيار ، بحيث يتوافر فيها شرطا التمثيل و العشوائية ، أيضاً سار فى نفس الاتجاه (صفوت فرج، ١٩٩٦، ٢٩٤-٢٩٥) عندما أشار إلى أن العينة الاحتمالية هى العينة التى يتوافر فيها شرط العشوائية والتمثيل الطبقى ،مركزاً على شرط العشوائية الذى أشار الى أنه جوهر مفهوم الاحتمالية و بالتالى أساس الاحصاء الاستدلالى كله .

ملاحظة

إن تساوى احتمالية انتقاء الوحدة الموجودة فى الأصل الكلى لكى تكون ضمن وحدات العينة ينطبق على وحدات نفس الطبقة ، فمثلاً إذا أردنا اختيار عينة احتمالية(ممثلة و عشوائية) من الذكور و الإناث فإن التساوى يعنى أن احتمالية انتقاء أى أنثى متساوى ، و احتمالية انتقاء أى ذكر أيضاً متساوى و لتوضيح ذلك نعرض المثال التالى

إذا أردنا اختيار عينة مكونة من ١٣٠ تلميذ من تلاميذ الصف الرابع الابتدائى بمدرسة عمر الابتدائية من مجموعة كبيرة من تلاميذ الصف الرابع الابتدائى(الأصل الكلى) عدده ٤٨٤ تلميذ من الجنسين(منهم ٢٦٦ ذكور و ٢١٨ اناث) و قمنا باتباع إحدى الطرق العشوائية فى الاختيار بما يحقق شرط العشوائية، كما اتبعنا طرق التمثيل التى تم عرضها لتوفير شرط التمثيل بحيث:

عدد الذكور فى العينة= $\frac{٢٦٦}{٤٨٤}$ ×١٣٠=٧١ ، عدد الاناث فى العينة = $\frac{٢١٨}{٤٨٤}$ ×١٣٠=٥٩

، و بالتالى فإن العينة المنتقاة تتكون من ١٣٠ تلميذ منهم ٧١ من الذكور و ٥٩ من الإناث ، هذه العينة يطلق عليها عينة احتمالية لان توفر شرطى العشوائية و التمثيل فى انتقاء التلاميذ جعل احتمالية اختيار كل تلميذ من الأصل الكلى لكى يكون ضمن وحدات العينة

متساوى لدى جميع الافراد فالبنسبة للذكور نجد أحتمال اختيار أى تلميذ ذكر لكى يكون ضمن ال(٧١) المدرجين فى العينة = ٢٦٦/٤٨٤= ٠,٥٥ ، و كذلك المثل بالنسبة للاناث نجد أن أحتمال اختيار أى تلميذة (أنثى) لكى يكون ضمن ال(٥٩) المدرجين فى العينة = ٢١٨/٤٨٤= ٠,٤٥ ، و بذلك نجد أن تساوى احتمالية الانتقاء لا يعنى بين كل وحدات العينة و لكن تساوى الاحتمالية يكون بين الوحدات من نفس الطبقة .

ز :**العينة غير الاحتمالية** : إذا كانت العينة الاحتمالية هى العينة التى يتوافر فيها شرطا التمثيل و العشوائية فى انتقاء وحداتها من الأصل الكلى ، فإن العينة غير الاحتمالية هى التى تخل بهذين الشرطين أو كليهما و بالتالى لا يمكننا الاعتماد على المعلومات المستقاة منها فى التعميم على الأصل الكلى المشتقة منه لعدم تساوى احتمالات اختيار كل وحدة من وحدات طبقات العينة من أصلها الكلى ، و بالتالى لا يمكننا الاستناد على القيم الاحتمالية لتوزيع الخاصية المراد معرفتها عن الأصل الكلى ، و لنضرب مثالاً لعينة غير احتمالية كالتالى:

إذا أردنا معرفة متوسط الاتجاه نحو الدراسة فى جامعة جنوب الوادى فاختار الباحث الطلاب الذين قابلهم فى الجامعة يوم الاثنين ابتداءً من التاسعة صباحاً و حتى الثانية ظهراً و حسب لهم المتوسط فوجد أنه مثلاً يساوى ٧٢ ، فهل يعنى ذلك أننا يمكننا تعميم هذه النتيجة و نقيم استدلال أن متوسط درجات اتجاه طلاب جامعة جنوب الوادى نحو الدراسة هو ٧٢ ، بالطبع لا لأن العينة هنا غير احتمالية نظراً لعدم تساوى احتمالية انتقاء كل طالب من طلاب الجامعة ليكون ضمن وحدات العينة و بالتالى فإن الطلاب المتواجدين فى الجامعة لهم احتمالية ما للالتحاق بالعينة ، و الطلاب الذين على مقربة من الباحث احتمالية التحاقهم بالعينة أكبر ، أما الطلاب غير المتواجدين فى هذا التوقيت فاحتمالية التحاقهم بالعينة منعدمة و بالتالى اختلفت القيم الاحتمالية لالتحاق كل طالب من طلاب الجامعة ليكون ضمن وحدات العينة ، و على ذلك تكون العينة المنتقاة غير احتمالية ، مما يجعل استدلالنا بخاصية الأصل الكلى غير صحيح .

و في هذا الصدد أوضح (Peers,1996,88) أن هناك مشكلة كبيرة في تصميمات البحوث و هي العينات غير الاحتمالية و التي لا يمكن استخدامها في الاستدلال الاحصائي ، و يؤيد ذلك (Bryman&Cramer,2001,97) الذي أوضح أن العينة غير الاحتمالية هي عينة وحداتها غير ممثلة للأصل الكلي المشتقة منه و اذا حدث ذلك ستكون قدرتنا على تعميم نتائجنا على الأصل الكلي خاطئ و سيكون استدلالنا غير صحيح ، أيضاً أوضح (صفوت فرج، ١٩٩٦، ٢٩٤-٢٩٥) بأنه لا يمكن الاعتماد على نتائج العينة غير الاحتمالية عند القيام باستدلال عن المجتمع الخارجي (الأصل الكلي) ، نتيجة لعدم توفر طريقة مناسبة لتقدير احتمال حصول كل فرد من أفراد المجتمع على فرصة متكافئة ليكون واحداً من أفراد هذه العينة .

خامساً: الدرجة المعيارية : *Z-Score*:

لنفترض أن تامر حصل على الدرجة ٣٠ في اختبار مادة الحساب ، فهل سنفهم شئ من هذه الدرجة الخام ، هل سنعرف مستوى تامر الحقيقي في مادة الحساب هل هو ناجح أم راسب أم متفوق ، و هنا ربما يقول قائل أننا نحتاج إلى معرفة الدرجة الكلية للاختبار ، فإذا عرفت أن الدرجة الكلية (٥٠) هل ستقول أن نسبة تامر في الحساب (٥٠/٣٠) أي ٠,٦ و بالتالي مستواه ناجح ، إن هذا التقييم للدرجة الخام يعتبر أيضاً مضلل لأن ولي الأمر مثلاً عندما يرى درجة ابنه (٥٠/٣٠) قد يحزن و يثور ، فإذا علم أن درجات زملائه في فصله مرتفعة زاد حزنه على مستوى ابنه ، و لكن إذا علم أن درجات زملائه على نفس الاختبار متدنية جداً و معظمهم من الراسبين هنا سيدرك الأب أن درجة ابنه ممتازة و أن ابنه يمتلك من القدرات التي جعلته ينجح على اختبار رسب فيه كثيرون (و بالتالي إدراكه للدرجة تغير بعد معرفته بخصائص العينة(المجموعة) المنتمي إليها ابنه ، و لنضرب مثالاً آخراً ، لنفترض أن تامر حصل على الدرجة ٤٢ في اختبار مادة العلوم ، فهل سنفهم شئ من هذه الدرجة الخام ، هل سنعرف مستوى تامر الحقيقي في مادة العلوم هل هو ناجح أم راسب أم متفوق ، و هنا ربما يقول قائل أننا نحتاج إلى معرفة الدرجة الكلية للاختبار ، فإذا عرفت أن الدرجة الكلية (٥٠) هل ستقول أن نسبة تامر في الحساب (٥٠/٤٢) أي ٠,٨٤ و بالتالي مستواه ممتاز ، إن هذا التقييم للدرجة الخام يعتبر أيضاً مضلل لأن ولي الأمر مثلاً

عندما يرى درجة ابنه (٤٢/٥٠) بالتأكيد سيفرح و ينشرح صدره ، فإذا علم أن درجات زملائه في فصله منخفضة عن درجة ابنه بصورة ملحوظة زاد فرحه ، و لكن إذا علم أن درجات زملائه على نفس الاختبار مرتفعة في نفس درجة ابنه بل و بعضها يزيد ، هنا سيدرك الأب أن درجة ابنه درجة عادية و لا تمثل أى إنجاز ، و هنا سيدرك الأب أنه تسرع في حكمه على الدرجة الخام (و بالتالى إدراكه للدرجة تغير بعد معرفته بخصائص العينة(المجموعة) المنتمى إليها ابنه .

إن الدرجة الخام وحدها لا تكفى لفهم هذه الدرجة و تفسير معناها و لذلك علينا معرفة خاصيتين مهمتين للمجموعة التى سحبت منها هذه الدرجة ، هاتين الخاصيتين هما (المتوسط و الانحراف المعيارى)، فبمعرفة هاتين الخاصيتين ستتضح الرؤية فى تفسير الدرجة الخام و فهم معناها ، لأن المتوسط يزودنا بالمستوى العام للمجموعة التى سحبت منها الدرجة ، و على قدر انحراف درجة الفرد عن متوسط زملائه سنعرف وضع هذا الفرد في التوزيع، أما الانحراف المعيارى فيزودنا بمدى الفروق الفردية بين أفراد المجموعة ، لأن الفرق بين الدرجة الخام و المتوسط لا يكفى وحده لتفسير معنى الدرجة التى أخذها الفرد ، فلو كان الفرق بين الدرجة الخام و المتوسط =٢ ، فربما يكون الانحراف المعيارى صغير لا يتعدى النصف و فى هذه اللحظة تكون درجات المجموعة متقاربة مما يجعل هذا الفرق له قيمته ، و ربما أيضاً يكون الانحراف المعيارى كبير =١٦ مثلاً و فى هذه اللحظة ستكون الدرجات متباعدة مما يقلل من قيمة هذا الفرق حيث تزيد أهمية الدرجة كلما قلت الفروق الفردية بين أفراد المجموعة(ممثلة فى الانحراف المعيارى) و العكس بالعكس .

و لكن ما علاقة كل من المتوسط و الانحراف المعيارى و الدرجة الخام بالدرجة المعيارية :

في الواقع لكى أستطيع أن أفهم الدرجة الخام لابد أن تكون فى صورة درجة معيارية هذه الدرجة المعيارية دالة في الدرجة الخام(س) و المتوسط(م) و الانحراف المعياري(ع) و تعطى بالقانون التالى :

$$ذ = \frac{س - م}{ع} \quad ..... (٢-٢)$$

فإذا افترضنا أن مصطفى حصل على الدرجة ٦٨ فى اختبار اللغة الإنجليزية و كان متوسط درجات مجموعته المعيارية على نفس الاختبار(م= ٧٢) ، و كان الانحراف المعيارى لدرجات مجموعته المعيارية على الاختبار ١,٦ فانه يمكن حساب الدرجة المعيارية كالتالى

$$ذ = \frac{٧٢-٦٨}{١,٦} = -٢,٥$$

ما معنى الدرجة المعيارية -٢,٥ :

نلاحظ أن الدرجة المعيارية هنا سالبة و على ذلك فهى تعنى أن أداء الطالب أقل من المتوسط بقدر (٢,٥) من الوحدات المعيارية ، و بذلك عن طريق الدرجة المعيارية حولنا الفرق بين الدرجة الخام و المتوسط إلى وحدات ثابتة من الانحرافات المعيارية مثل المتر الذى يحول إلى وحدات ثابته من السنتيمترات .، و يلاحظ أننا بمجرد رؤيتنا للدرجة المعيارية -٢,٥ سنستخلص كل ما نريد أن نفهمه عن معنى الدرجة، سنفهم مثلاً أن هذه الدرجة أقل من المتوسط ، كما سنفهم أن هذه الدرجة أقل من المتوسط بقدر (٢,٥) من الانحرافات المعيارية و لكن الدرجة المعيارية تتطلب معرفة كل من متوسط درجات المجموعة و انحرافهم المعيارى ، و نقصد بالمجموعة المعيارية مجموعة كبيرة من الأفراد تم تطبيق هذا الاختبار عليهم و تم معرفة متوسط درجاتهم و انحرافهم المعيارى و قد يكون ذلك فى أعوام سابقة ، فمثلاً عند معرفة الدرجة الخام لتلميذ فى الصف الرابع الابتدائى فى اختبار مادة الحساب من الأفضل أن نحسب درجته المعيارية فى ضوء المتوسط و الانحراف المعيارى لدرجات جميع زملائه فى المدرسة بل و فى المدينة ، و لكن إذا تعذر ذلك يمكننا أخذ هاتين الخاصيتين (المتوسط و الانحراف المعيارى) من تلاميذ فصله بشرط أن يكون تلاميذ الفصل عينة ممثلة من مجتمع تلاميذ الصف الرابع الابتدائى .

و إذا كانت الدرجة المعيارية تمدنا بمعلومات عن وضع الفرد بالنسبة لأقرانه هل يفوقهم أم يتخلف عنهم و بأى قدر من الوحدات المعيارية ، فان الدرجة المعيارية تمتلك ميزة أخرى فعن طريقها يمكننا أن نقارن أداءين لنفس الشخص على اختبارين مختلفين كما يلى :

نفترض الموقف التالى : و الذى يمثل درجة تامر فى اختبارين مختلفين :

اختبار الحساب		اختبار العلوم	
البيان	القيمة	البيان	القيمة
س١	١٧	س٢	٢٣
م١	١٥	م٢	٢٠
ع١	١,٥	ع٢	٣
ن١	١,٣٣	ن٢	١

فإذا نظرنا للوهلة الأولى سنجد أن درجة تامر فى العلوم أكبر من درجته في الحساب و لكن هذه المقارنة المباشرة مضللة كما سبق و أوضحنا ، و لكي تكون المقارنة سليمة ينبغى أن تكون الدرجات الخام فى صورة درجات معيارية و هى الموجودة فى اخر صف فى الجدول السابق و بذلك نجد أن الدرجة المعيارية لتامر فى الحساب(١,٣٣) ، أعلى من الدرجة المعيارية لتامر فى العلوم (+١)، فأداء تامر فى الحساب يفوق مجموعته بقدر ١,٣٣ من الانحرافات المعيارية ، أما أداؤه فى العلوم فيفوق مجموعته و لكن بقدر وحدة معيارية فقط .

و هكذا مكنتنا الدرجة المعيارية من إجراء مقارنات مطلقة بين متغيرين مختلفين ، كأن يقارن شخص بين الطول و الوزن لنفس الشخص ، و فيما يلى بعض الأمور المتعلقة بالدرجة المعيارية:

١- مدى تأثر الدرجة المعيارية بكل من الدرجة الخام و متوسط درجات المجموعة المعيارية و انحرافهم المعياري عند مقارنة أدائين لفرد على اختبارين مختلفين

أ- تأثير اختلاف الدرجة الخام على الدرجة المعيارية:

اختلاف درجة تامر على اختبارين مختلفين فيه(م١=م٢)،(ع١=ع٢)

اختبار الحساب		اختبار العلوم	
البيان	القيمة	البيان	القيمة
س١	١٧	س٢	١٩
م١	١٥	م٢	١٥
ع١	١,٥	ع٢	١,٥
ن١	١,٣٣	ن٢	٢,٦٧

نجد أن : $ذ_{١} = ١,٣٣ < ذ_{٢} = ٢,٩٧$ ، و بذلك تقل الدرجة المعيارية بانخفاض الدرجة الخام و العكس صحيح .

ب- تأثير اختلاف المتوسط على الدرجة المعيارية :

اختلاف متوسطى المجموعتين المعياريتين على اختبارين مختلفين فيه $(س_{١}=س_{٢})$ ، $(ع_{١}=ع_{٢})$

اختبار الحساب		اختبار العلوم	
البيان	القيمة	البيان	القيمة
$س_{١}$	١٧	$س_{٢}$	١٧
$م_{١}$	١٥	$م_{٢}$	٢٠
$ع_{١}$	١,٥	$ع_{٢}$	١,٥
$ذ_{١}$	١,٣٣	$ذ_{٢}$	٢-

نجد أن : $ذ_{١} = ١,٣٣ > ذ_{٢} = -٢$ ، و بذلك تزيد الدرجة المعيارية بتناقص المتوسط .

جـ- تأثير اختلاف الانحراف المعيارى على الدرجة المعيارية :

اختلاف الانحراف المعيارى للمجموعتين المعياريتين على اختبارين مختلفين فيه $(س_{١}=س_{٢})$ ، $(م_{١}=م_{٢})$

اختبار الحساب		اختبار العلوم	
البيان	القيمة	البيان	القيمة
$س_{١}$	١٧	$س_{٢}$	١٧
$م_{١}$	١٥	$م_{٢}$	١٥
$ع_{١}$	١,٥	$ع_{٢}$	٣,٥
$ذ_{١}$	١,٣٣٣	$ذ_{٢}$	٠,٥٧

نجد أن : $ذ_{١} = ١,٣٣ > ذ_{٢} = ٠,٥٧$ ، و بذلك تزيد الدرجة المعيارية بتناقص الانحراف المعيارى .

في ضوء العرض السابق نجد أن الدرجة المعيارية تزيد بزيادة الدرجة الخام و بتناقص متوسط درجات المجموعة المعيارية و انحرافهم المعيارى.

تدريب
•قارن بين الدرجتين المعياريتين ١,٥ ، و ٢,٦ .
•قارن بين الدرجتين الخام ٣٧ ، ٦٩ ليوسف و محمد على اختبار القراءة
•قارن بين الدرجتين الخام ٣٥ ،٢٧ ليوسف على اختبارى القراءة و الحساب على الترتيب

٢-استخدامات الدرجة المعيارية :

تستخدم الدرجة المعيارية في وظائف كثيرة في الإحصاء منها :

١- المنحنى الاعتدالى المعياري: الذى تحسب على أساسه القيم الاحتمالية المختلفة للدرجات و ترتيبها النسبى مبنى على أساس تحويل الدرجات الخام الممثلة على المحور الأفقى إلى درجات معيارية ، و لذلك إذا كان توزيع الدرجات الخام لنتائج أى اختبار موزعة توزيعاً اعتدالياً فإننا بمعرفة الدرجة المعيارية لأى شخص يمكننا معرفة ترتيبه النسبى فى المجموعة و ذلك باستخدام القيم الاحتمالية الموجودة فى المنحنى الاعتدالى المعيارى.

٢- تدخل الدرجة المعيارية فى المعادلة الأساسية لمعامل ارتباط بيرسون .

$$ر = \frac{مج(ذ_١ × ذ_٢)}{ن} \quad .....(٢-٣)$$

٣- بناءً على الدرجات المعيارية للمتغيرات يتم حساب المعاملات البائية المطلوبة فى تحليل الانحدار المتعدد .

٤- تسهم الدرجات المعيارية فى أسلوب تحليل المسار لان معامل المسار و الذى هو فى الأصل وزن الانحدار المعيارى (β) ، مبنى على أساس تحويل الدرجات الخام إلى درجات معيارية

٥- تدخل فى حساب نوع آخر مهم من الدرجات المعيارية يسمى الدرجة التائية حيث :

ت= ١٠ د + ٥٠ .و هو توزيع جديد للدرجة الخام بمتوسط ٥٠ و انحراف معيارى ١٠ .

٣-خصائص الدرجة المعيارية:

تتميز الدرجة المعيارية بعدة خصائص إحصائية منها :

أ- متوسط الدرجات المعيارية لأى توزيع =صفر .

ب- الانحراف المعيارى للدرجات المعيارية لأى توزيع = ١ .

ت- يمكن أن تأخذ الدرجة المعيارية قيماً سالبة أو موجبة بعكس الدرجة الخام التى تأخذ قيماً موجبة .

٤-العلاقة بين الدرجة الخام و الدرجة المعيارية :

نظراً لأن : $ذ = \frac{س-م}{ع}$

فبضرب الطرفين في الوسطين نجد أن :س-م = ذع من ثم يكون :

$$س = ذ\ ع + م \quad .....(٢-٤)$$

و بالتالى إذا كنا نستطيع تحويل أى درجة خام إلى درجة معيارية (بمعلومية المتوسط و الانحراف المعيارى للتوزيع بالطبع) ، فانه يمكننا أيضاً تحويل أى درجة معيارية إلى درجة خام .مثال : إذا علمت أن مريم حصلت على الدرجة المعيارية(ذ= ١,٢) فى اختبار القراءة ، و كان متوسط درجات مجموعتها المعيارية(م= ٢٣) ، و انحرافهم المعياري (ع =)١,٧ ، فما هى الدرجة الخام الأصلية التى حصلت عليها مريم .

درجة مريم (س) = ذ ع + م = ١,٢ ×١,٧+ ٢٣ =٢٥ درجة .

ملاحظة
بوضع ع=١ ، م =صفر نجد أن س= ذ حيث أصبحت س موزعة توزيعاً جديداً متوسطه صفر و انحرافه المعيارى ١ أى أصبحت درجة معيارية .

ملاحظة

بوضع ع=١٠ ، م=٥٠ ، نجد أن : س= ١٠ذ+٥٠ و بذلك تكون هي نفس معادلة الدرجة التائية حيث أصبحت س موزعة توزيعاً جديداً متوسطه ٥٠ و انحرافه المعيارى ١٠ أى أصبحت درجة تائية

تدريب

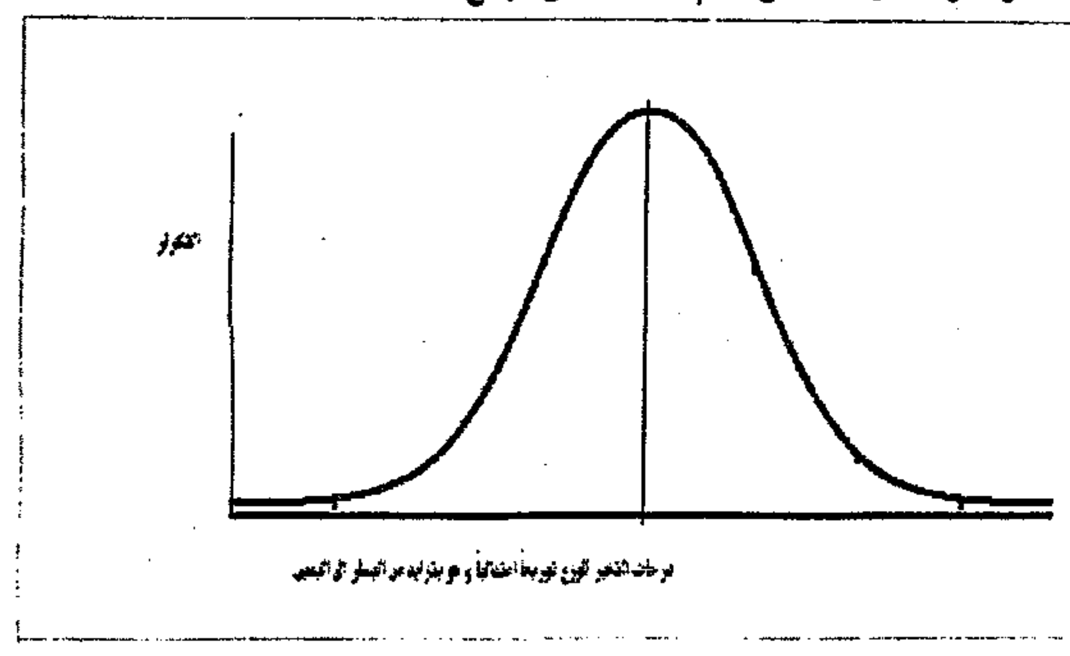
ما هو تأثير كل من الدرجة الخام و المتوسط الحسابى و الانحراف المعيارى على الدرجة المعيارية

سادساً :المنحنى الاعتدالى: *Normal Curve*

إذا تأملت أطوال البشر ستجد عدداً كبيراً منهم متوسطى الطول أو أقرب من المتوسط ، و عدد قليل منهم قصار القامة و عدد قليل منهم طوال القامة ،و إذا تأملت ذكاءهم ستجد عدداً كبيراً منهم متوسطى الذكاء أو أقرب من المتوسط ، و عدد قليل منهم منخفضى الذكاء و متخلفون عقلياً و عدد قليل منهم مرتفعى الذكاء و عباقرة ،و إذا تأملت تحصيل طلاب الجامعة ستجد عدداً كبيراً منهم درجاتهم متوسطة ، و عدد قليل منهم درجاتهم مرتفعة و عدد قليل منهم درجاتهم منخفضة ، و إذا تأملت شعورهم بالقلق ستجد عدد كبيراً منهم ذوى درجات معتدلة من القلق و عدد قليل منهم ذوى درجات مرتفعة من القلق و عدد قليل منهم ذوى درجات منخفضة من القلق ، و هناك العديد من الظواهر التى تتبع هذا النظام التكرارى فى توزيع البيانات الخاصة بها ، و كلما كان عدد البيانات كبيراً كلماً اقتربنا أكثر من هذا التوزيع .

إن بيانات أى متغير من المتغيرات السابقة تتوزع وفق منحنى يسمى المنحنى الاعتدالى *Normal Curve* ،و هو منحنى رياضى مجرد يصف العلاقة بين درجات المتغير التى تتم

ملاحظتها على المحور الأفقي و تكرار حدوثها على المحور الرأسى ، ،و لقد نسب المنحنى الاعتدالى إلى عدة علماء ساهموا بشكل كبير فى ابتكاره منهم جاوس و لابلاس و ديموافر لدرجة أن المنحنى يسمى أحياناً بأسمائهم كما يطلق عليه المنحنى الجرسى لأنه يشبه الجرس و الشكل الهندسى العام لهذا المنحنى موضح بالشكل المرفق :



مثال لإحدى عائلة المنحنيات الاعتدالية

حيث نلاحظ من الشكل أنه كلما تتجهنا يميناً فان درجات المتغير تأخذ في الازدياد و كلما ارتفعنا لأعلى فان تكرار الدرجة على المتغير تزيد ، و فى ضوء ذلك يمكن تقسيم المنحنى إلى ثلاثة أجزاء بصورة تعبر عن مضمون الفقرة السابقة، فالجزء الأول على اليسار فيمثل أقل تكرار و فيه تكون درجات المتغير منخفضة ، و الجزء الأوسط و هو الذى يمثل غالبية التكرار و تكون فيه درجات المتغير متوسطة، أما الجزء الأيمن فيمثل تكرار أقل أيضاً و لكن درجات المتغير مرتفعة..

و شرط توزيع بيانات أى متغير وفق هذا المنحنى هو عدم تدخل العوامل الذاتية فى عملية الملاحظة أو قياس المتغير و من هذه العوامل الذاتية المطلوب استبعادها لكى يكون توزيع البيانات اعتدالياً اختيار عينة بعينها لمعرفة توزيعها فتوزيع البيانات لدرجات ذكاء عينة من ضعاف العقول سيبتعد عن الاعتدالية لوجود عدد كبير من أفراد العينة إن لم يكن كلهم سيكون ذكاؤهم منخفض مما يبعد التوزيع عن الاعتدالية ،أيضاً من العوامل التى تؤثر على إعتدالية التوزيع القياس المستخدم فى قياس المتغير المطلوب، فمثلاً إذا قست تحصيل طلاب الجامعة بمقياس أسئلته من النوع السهل ستجد عدد كبير منهم سيحصل على درجات مرتفعة و عدد قليل سيحصل على درجات متوسطة مما يجعل التوزيع يحيد عن الاعتدالية ،

أيضاً قياس الظاهرة فى ظروف معينة يؤثر على اعتدالية التوزيع كأن نقيس متغير الرضا عن الحياة مثلاً أثناء فترات الأزمات المتعلقة بالإنسان مما يجعل توزيع درجات هذا المتغير متأثراً بهذه العوامل و لذلك فان شرط توزيع البيانات وفق المنحنى الاعتدالى هو إجراء الملاحظات على المتغير بصورة عشوائية تبعاً لقانون الاحتمال دون تدخل متعمد من الإنسان ، و يتسم المنحنى الاعتدالى بعدة خصائص نذكر منها :

١- إذا أسقطنا خط عمودى من أعلى نقطة فى المنحنى على المحور الأفقى فان نقطة التقاء هذا الخط مع المحور الأفقى يمثل متوسط درجات الظاهرة أو المتغير .

٢-هذا الخط العمودى يقسم المنحنى إلى نصفين متماثلين تماماً و هذا له فوائده الخاصة عند حساب النسب الاحتمالية لتكرار درجات الظاهرة .

٣-المساحة التى يحصرها المنحنى تمثل نسبة احتمالية كلية قدرها واحد صحيح ، و هى تمثل احتمال تكرار كل الدرجات ، و تتقسم هذه المساحة إلى مساحات احتمالية عديدة .

و فى الواقع إن المنحنى الاعتدالى ليس منحنى وحيد و لكنه عائلة من المنحنيات اللانهائية المتشابه فى الشكل و الخواص ،و سبب وجود عدد لانهائى من المنحنيات الاعتدالية و ليس منحنى وحيد هو أن توزيع المتغير يكون دالة فى كل من متوسط درجات هذا المتغير و انحرافها المعيارى ، و حيث أن هناك قيم لا نهائية يمكن أن يأخذها المتوسط و كذلك الانحراف المعيارى و بالتالى نجد توزيعات لا نهائية من المنحنيات الاعتدالية ، فكلما حصلنا على قيمة جديدة للمتوسط (و/أو) قيمة جديدة للانحراف المعيارى كلما حصلنا على منحنى اعتدالى جديد بشرط أن يتبع توزيع المتغير (س) الدالة الآتية و المسماة بدالة الكثافة الاحتمالية الاعتدالية الآتية :

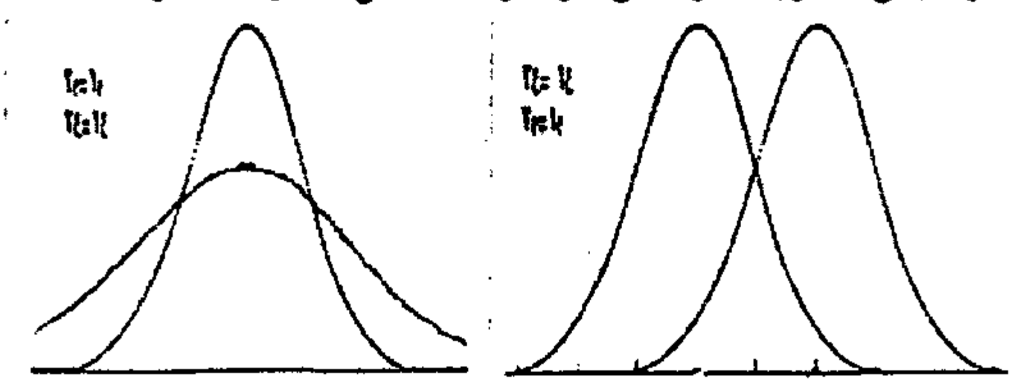
$$\text{د(س)} = \frac{\text{هـ}^{-\frac{(\text{س}-\text{م})^2}{2\text{ع}^2}}}{\text{ع}\sqrt{2\text{ط}}} \qquad \text{......(٥-٢)}$$

حيث تمثل د(س) ارتفاع المنحنى عند الدرجة (س) ،م متوسط درجات التوزيع ، ع الانحراف المعيارى لدرجات التوزيع ، هـ الأساس الطبيعى =٢,٧٢ ، ط النسبة التقريبية =٣,١٤ .

يلاحظ من هذه المعادلة انه إذا علمنا الدرجة س فان المتوسط و الانحراف المعيارى يحددان بشكل كبير احتمالية تكرار هذه الدرجة في التوزيع .

و فى هذا الصدد يشير (محمد أبو يوسف،١٩٨٩، ١٢٥) أن كل من المتوسط الحسابى و الانحراف المعيارى لهما عدد غير منتهى من القيم ، و لذلك هناك عدد غير منتهى من التوزيعات المعتدلة ، كما أن المتوسط يسمى بارامتر موضع ، أما الانحراف المعيارى فيسمى بارامتر شكل .

فتغير المتوسط من منحنى لآخر يغير موضع الخط الرأسى الذى يقسم المنحنى إلى نصفين متماثلين ، أما تغير الانحراف المعيارى من منحنى لآخر فيغير أعلى نقطة فى المنحنى و بالتالى يتغير شكل المنحنى ، و الشكل التالى يوضح أربعة من المنحنيات الاعتدالية اثنان منهما(على اليمين) متساويين فى الانحراف المعيارى و مختلفين فى المتوسط ، و الاثنان الآخران (على اليسار) متساويين في التوسط و مختلفين في الانحراف المعيارى .



و فيما يلى بعض الأمور المتعلقة بالمنحنى الاعتدالى:

١-المنحنى الاعتدالى و الاحتمالية:

تعتمد فكرة توزيع البيانات وفقاً للمنحنى الاعتدالى على القيم الاحتمالية، لأن المساحة تحت المنحنى تمثل كثافة احتمالية قدرها واحد صحيح و هى مجموع كل الاحتمالات الخاصة بتكرار الملاحظات، حيث أن أكبر احتمال تكرار أى حدث = ١ و أقل احتمال= صفر و الاحتمالات الأخرى تتراوح بين الصفر و الواحد لذلك فهى غالباً تكون أجزاء من الواحد الصحيح ، و يشير المنحنى إلى أن الدرجة المتدنية على الظاهرة احتمال ظهورها

ضعيف و كذلك الدرجة المرتفعة على الظاهرة القاسة، أما الدرجات المتوسطة أو قريبة من المتوسط فاحتمال ظهورها أكبر و لكن ذلك مشروط بكبر عدد بيانات العينة و بعشوائية اختيار وحداتها .

٢-المنحنى الاعتدالى المعيارى كإحدى المنحنيات الاعتدالية اللانهائية :

علمنا مما سبق أن أى متوسط و انحراف معيارى جديد لبيانات متغير يتوزع توزيعاً اعتدالياً يعطينا منحنى اعتدالى له شكل جديد ، كما علمنا أيضاً أن هناك نوع من الدرجات يسمى *الدرجات المعيارية من خصائصها* (م=صفر، ع=١) ، و *بالتالى فإن* أى بيانات لمتغير يتوزع توزيعاً اعتدالياً إذا حولنا هذه البيانات إلى درجات معيارية فان توزيع هذه الدرجات يأخذ شكل منحنى جديد من المنحنيات الاعتدالية يسمى المنحنى الاعتدالى المعيارى ، و هذا المنحنى له أهمية خاصة فى مجال الإحصاء ، لأنه على أساس القيم الاحتمالية لتوزيع الدرجات المعيارية التى يقدمها نعرف دلالة عدد لا بأس به من المقاييس الاحصائية المختلفة التى تتبع التوزيع الاعتدالى ، كما سنرى لاحقاً، و هذا المنحنى له معادلة تعد صورة خاصة من المعادلة (٢-٥) ، حيث فيها نضع :س=ذ ، م=صفر ، ع=١ و تتحول معادلة المنحنى الاعتدالى إلى الصورة التالية:

$$ص= ٠,٣٩٨٩ \times ٢,٧١٨^{-٠,٥ ذ^٢} \quad ..... (٢-٦)$$

تدريب
أثبت المعادلة السابقة

و بذلك إذا علمنا أى درجة معيارية(ذ) يمكننا معرفة ارتفاعها على المنحنى (الاحداثى الصادى لها *Ordinate* ، فمثلاً ارتفاع الدرجة المعيارية ٢,١٥ يمكن حسابه كالتالى :

$$ص= ٠,٣٩٨٩ \times ٢,٧١٨^{-٠,٥ \times (٢,١٥)^٢} = ٠,٠٣٩٦$$

و هكذا بمعرفتنا الدرجة المعيارية للمتغير يمكننا من معرفة الإحداثى الصادى له أى ارتفاعه ، و يوجد جدول إحصائى خاص بذلك حيث بمعرفة الدرجة المعيارية نعرف الارتفاع المقابل مباشرة كتسهيل للباحثين ، و الجدول التالى يمثل مثال من بيانات هذا الجدول:

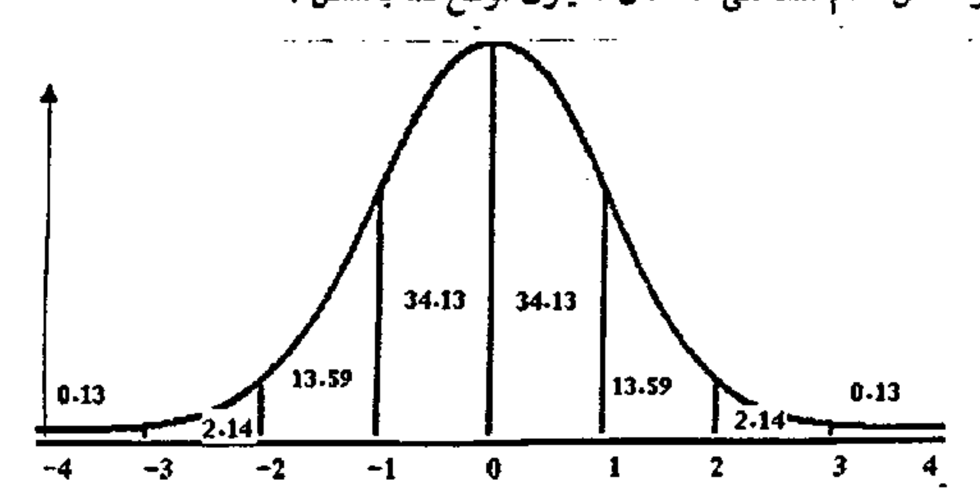
جدول ارتفاعات المنحنى الاعتدالى (ص) المقابلة لدرجات معيارية معينة(د)

د	ص	د	ص	د	ص	د	ص
٠,٠٠٠	٠,٣٩٨٩	١,٥	٠,١٢٩٥	٢,٦	٠,٠١٣٦	٢,٩	٠,٠٠٦٠
٠,٥٠	٠,٣٥٢٠	٢	٠,٠٥٤٠	٢,٧	٠,١٠٤	٢,٩٧	٠,٠٠٤٨
١	٠,٢٤١٩	٢,٥	٠,٠١٧٥	٢,٨	٠,٠٠٧٩	٤	٠,٠٠٠١

تدريب(٢-٣)

أوجد ارتفاعات المنحنى الاعتدالى المعيارى المقابلة للدرجات المعيارية: ١,٧ ، ٢,٢ ، ٣,٩

و الشكل العام للمنحنى الاعتدالى المعيارى موضح كما بالشكل :



المنحنى الاعتدالى لتوزيع درجات المتغير س فى صورته المعيارية (د)

المنحنى الاعتدالى المعيارى

و يمكن قراءة هذه النسب الاحتمالية كالتالى:

النسبة الاحتمالية المقابلة للدرجة المعيارية +١ = ٣٤,١٣٪ أى ٠,٣٤١٣ ، و هى تعنى أن النسبة الاحتمالية لوقوع درجة ما بين م، م+ع = ٠,٣٤١٣

النسبة الاحتمالية القابلة للدرجة المعيارية -١ =٣٤,١٣٪ أى ٠,٣٤١٣ و هى تعنى أن النسبة الاحتمالية لوقوع درجة ما بين م، م-ع =٣٤,١٣ ٪ أى ٠,٣٤١٣ .

النسبة الاحتمالية لوقوع درجة ما بين الدرجتين المعياريتين +١، -١ =٦٨,٢٦٪ أى ٠,٦٨٢٦ و هى تعنى أن النسبة الاحتمالية لوقوع درجة ما بين م-ع، م+ع =٦٨,٢٨ ٪ أى٠,٦٨٢٨ و بذلك يعبر عن النسب الاحتمالية سواء فى صورة نسبة مئوية أو جزء عشرى .

و هناك جدول خاص بالقيم الاحتمالية القابلة للدرجات المعيارية المختلفة و التى تمتد نظرياً من +٤ إلى -٤ و لكن أكبر القيم الاحتمالية(المساحات) فى الجزء الكبير المحصور بين +٣ و -٣ درجة معيارية و الذى يمثل قيمة احتمالية كلية قدرها ٩٩,٧٤ ٪ ، و فيما يلى أمثلة لبعض بيانات هذا الجدول :

جدول المساحات الواقعة أسفل المنحنى الاعتدالى (على يمين المتوسط)

و المقابلة لدرجات معيارية معينة(ذ)

د	ذ	د	ذ	د	ذ	د	ذ
٠,٠٠٠	٠,٠٠٠	١,٥	٠,٤٣٣٢	٢,٦	٠,٤٩٥٣	٢,٩	٠,٤٩٨١
٠,٥٠	٠,١٩١٥	١,٦	٠,٤٤٥٢	٢,٧٣	٠,٤٩٦٨	٢,٩٧	٠,٤٩٨٥
١	٠,٣٤١٣	٢,٥	٠,٤٩٣٨	٢,٨	٠,٤٩٧٤	٤	,٤٩٩٩٦٨

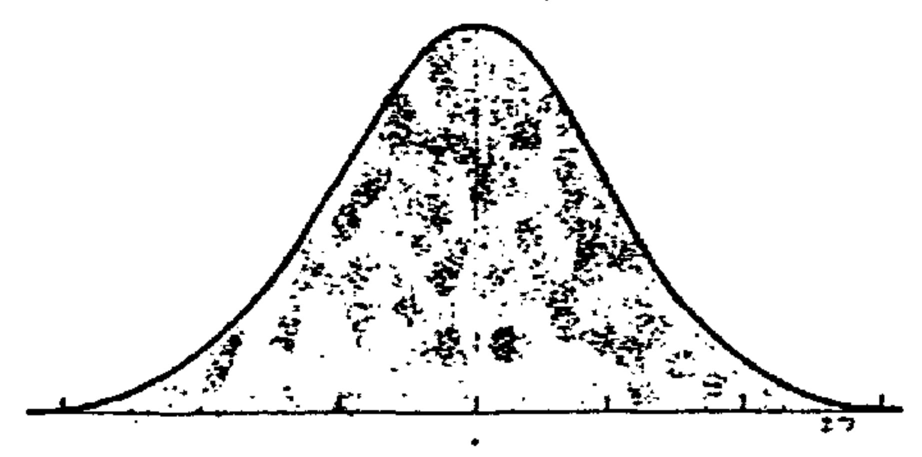
كيفية استخراج النسبة الاحتمالية المقابلة لأى درجة من الجدول :

الجدول السابق يبين أمثلة للمساحات الاحتمالية المختلفة المقابلة لأى درجة معيارية و الذى منه يمكن معرفة المساحة الاحتمالية المقابلة لأى درجة خام أو المحصورة بين أى درجتين سواء فى صورتهما الخام أو المعيارية ،و نظراً لتماثل نصفى المنحنى الاعتدالى لذلك فالجدول مصمم فقط للنصف الأيمن(على يمين المتوسط) و منه يمكن معرفة النصف الأيسر و ذلك يتوقف على إشارة الدرجة المعيارية و يمكن معرفة كيفية استخدام هذا الجدول كالتالى:

١) :لنفرض أننا نريد معرفة المساحة الاحتمالية التى تقل عن الدرجة المعيارية ٢,٧ ؟

أ- من الجدول السابق يتضح أن المساحة الاحتمالية المقابلة للدرجة المعيارية ٢,٧٣ هى تساوى ٠,٤٩٩٦٨ ، و هى تعنى أن نسبة احتمال حصول الفرد على درجة محصورة بين القيمتين الأولى :متوسط الدرجات ، و الثانية :متوسط الدرجات مضافاً إليه ٢,٧٣ من الانحرافات المعيارية هي نسبة عالية و تساوى ٠,٤٩٩٦٨ أى٤٩,٦٨٪ .، فإذا كنا بصدد درجات اختبار في الرياضيات و كان م=٢٠ ، ع=٥ فانه يمكن إعادة صياغة النتيجة السابقة لتصبح نسبة احتمال حصول الفرد على درجة محصورة بين ٢٠ و ٣٣,٦٥ تساوى ٤٩,٦٨ .

ب-نظراً لأن الدرجة المعيارية موجبة فيتم إضافة ٠,٥ إلى النسبة الاحتمالية و هى النسبة الاحتمالية المقابلة للجزء الأيسر من المنحنى لان كل الدرجات في هذا الجزء تقل عن ٢,٧٣ ، و بذلك يكون النسبة الاحتمالية لحصول أى فرد على درجة معيارية تقل عن ٢,٧٣ = ٠,٤٩٩٦٨+٠,٥=٠,٩٩٦٨= ٩٩,٦٨٪ ، أو بمعنى آخر نسبة احتمال حصول الفرد على درجة خام أقل من ٣٣,٦٥ تساوى ٩٩,٦٨ ٪ و هى موضحة بالشكل التالى:

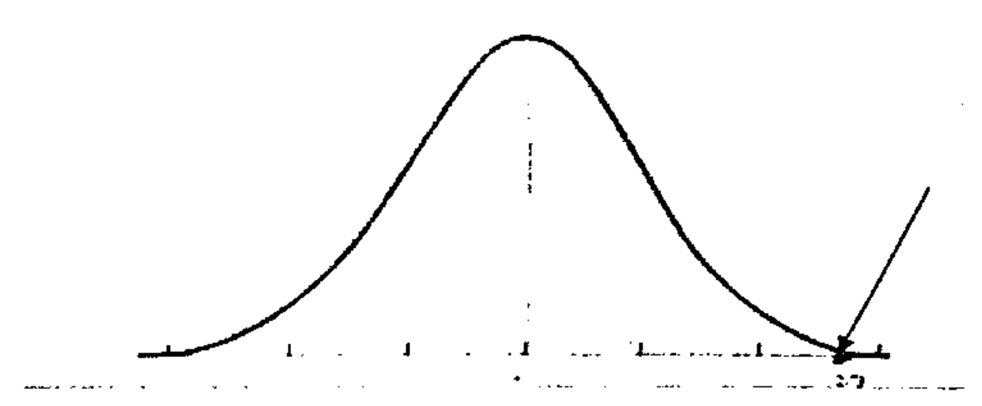


الجزء المظلل يمثل المساحة الاحتمالية للدرجة المعيارية ٢,٧٣
و التي يمكن تفسيرها بأن احتمالية حصول الفرد على درجة تقل
عن المتوسط بقدر(٢,٧٣) من الانحرافات المعيارية هي ٩٩,٦٨ ٪، أو بمعنى آخر احتمالية حصول الفرد على درجة أقل من ٣٣,٦
تساوى ٩٩,٦٨٪ و هى نسبة كبيرة جداً.

٢) : و لكن ماذا لو كنا نريد معرفة المساحة الاحتمالية التى تزيد عن ٢,٧٣ ؟

نكرر نفس الخطوات السابقة مع وجود اختلافين أولهما انه بدلاً من إضافة ٠,٥ للقيمة الاحتمالية بل على العكس من ذلك نقوم بطرح هذه القيمة الاحتمالية من ٠,٥ (لماذا ؟)

أما الاختلاف الثانى فهو اختلاف التفسير لأننا نريد معرف نسبة احتمال حصول الفرد على درجة تزيد على ٢,٧٣ و هى = ٠,٥-٠,٤٩٦٨ =٠,٠٠٣٢ ، و الذى يعنى أن نسبة احتمال حصول الفرد على درجة تزيد على المتوسط بمقدار ٢,٧٣ من الانحرافات المعيارية هى نسبة ضئيلة جداً و تساوى٠,٠٠٣٢ أو ٠,٣٢ ٪ ،فإذا كان :م=٢٠، ع=٥ مثلاً فان نسبة احتمال حصول الفرد على درجة تزيد على ٣٣,٦٥ هى نسبة ضئيلة جداً =٠,٣٢٪ . و هى موضحة بالشكل التالى:



الجزء المظلل يمثل المساحة الاحتمالية للدرجة

المعيارية التى تزيد على ٢,٧٣ و التى يمكن تفسيرها

بأن احتمالية حصول الفرد على درجة تزيد عن المتوسط بقدر(٢,٧٣) من الانحرافات المعيارية هى ٠,٣٢٪ أو بمعنى آخر احتمالية حصول الفرد على درجة أكبر من ٣٣,٦ تساوى ٠,٠٠٣٢ و هى نسبة صغيرة جداً.

و لكن ماذا لو كانت الدرجة المعيارية سالبة ؟

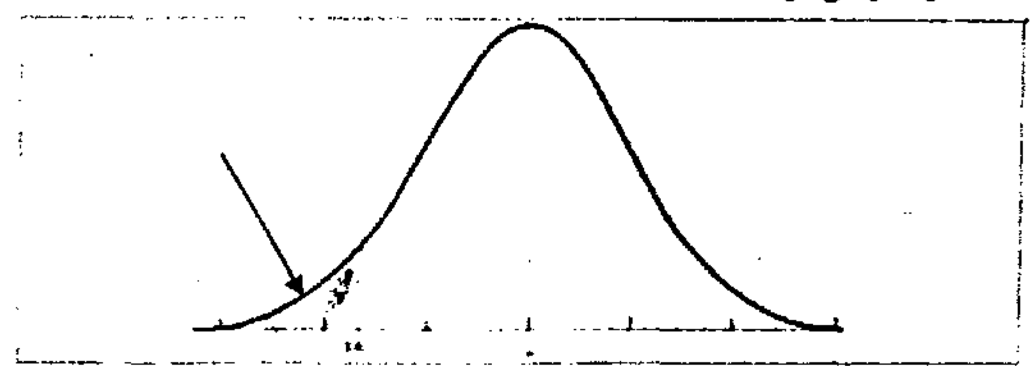
٣) :لنفرض أننا نريد معرفة المساحة الاحتمالية التى تقل عن الدرجة المعيارية -١,٦:

يلاحظ هنا أن الدرجة معيارية سالبة ، سنتغاضى عن الإشارة عند البحث عن المساحة الاحتمالية فى الجدول ، و لكن التعامل مع النصف الآخر للمنحنى سيكون مختلف فى هذه الحالة كالتالى:

أ- من الجدول السابق نجد أن المساحة الاحتمالية المقابلة للدرجة المعيارية ١,٦ (بعد التغاضى عن الإشارة) هى : ٠,٤٤٥٢ .

ب- في حالة رغبتنا في الحصول على نسبة احتمالية أقل من درجة معيارية سالبة نقوم بطرح النسبة الاحتمالية التي تم استخراجها من الجدول من ٠,٥ و بالتالي يكون :

نسبة احتمال حصول الفرد على درجة معيارية أقل من -١,٦ =٠,٥-٠,٤٤٥٢= ٠,٠٥٤٨أي ٥,٤٨٪ تقريباً و هي موضحة بالشكل التالي:



الجزء المظلل يمثل المساحة الاحتمالية و التي يمكن تفسيرها بأن احتمالية حصول الفرد على درجة تقل عن المتوسط بقدر(-١,٦) من الانحرافات المعيارية هي ٥,٤٨ ٪، أو بمعنى آخر احتمالية حصول الفرد على درجة أقل من ١٢ تساوي ٥,٤٨ ٪ .

تدريب

ما هي المساحة الاحتمالية لحصول مفحوص على درجة معيارية تزيد على الدرجة المعيارية -٢,٥

٣-المنحنى الاعتدالي المعياري و مستويات الدلالة الإحصائية:

يحظى المنحنى الاعتدالي بصفة عامة و المنحنى الاعتدالي المعياري بصفة خاصة بأهمية كبيرة في عالم الإحصاء فبعض المقاييس الإحصائية تشترط اعتدالية توزيع بيانات المتغيرات التي تعالجها مثل :اختبار ت ، و تحليل التباين ومعامل ارتباط بيرسون و تحليل الانحدار،كما يمكن عن طريق المنحنى الاعتدالي التعرف على أخطاء العينات و مدى انحرافها عن الأصول الكلية التي اشتقت منها ، و عن طريق المنحنى الاعتدالي يمكن التعرف على مدى الدلالة الإحصائية للمقاييس الإحصائية مثل النسبة الحرجة و كل من اختبار ت،و اختبار مان وتني و اختبار ويلكوكسون (في حالة العينات الكبيرة) و غيرها من المقاييس ، و في هذا

الصدد يشير(صلاح الدين علام ،٢٠٠٤، ٦٥- ٦٦) إلى أن المنحنى الاعتدالى بما يتميز به من خصائص مهمة يعد العمود الفقرى للإحصاء الاستدلالى و مكونة رئيسية من مكونات اتخاذ القرار،كما أشار إبراهيم بسيونى عميرة : ترجمة ملتون سميث(١٩٨٥ ، ٧٦) أن حقائق المنحنى الاعتدالى والتوزيعات المشابهة له لها أهمية أساسية فى كثير من النتائج الإحصائية و فى تطبيقاتها العملية فالدلالة الإحصائية للنتائج التجريبية يتم التعبير بها عن طريق الاحتمالات ، و تقدر هذه الاحتمالات عادة من التوزيع الاعتدالى و التوزيعات المشابه له .

و لكن كيف نتحقق من اعتدالية التوزيع :

فى الواقع هناك طرق عديدة للتحقق من اعتدالية التوزيع منها ما هو بيانى و منها ما هو رقمى ، و لعل أشهر طريقة رقمية للتحقق من اعتدالية التوزيع هو استخدام معامل الالتواء من خلال القانون التالى:

$$\text{الالتواء} = \frac{\text{ن مج د}^{3}}{(\text{ن}-1)(\text{ن}-2)} \quad \ldots\ldots (7-2)$$

ملاحظة

هناك قوانين كثيرة لمعامل الالتواء و لكن القانون الحالى يتسم بدقته الشديدة ، و الدليل على ذلك اتفاق الحل اليدوى مع *SPSS* فى قيمة معامل الالتواء الناتج كما سنرى بعد قليل

فالبيانات التى نريد أن نتحقق من اعتدالية توزيعها نحسب لها الدرجات المعيارية و من خلالها نتعرف على قيمة الالتواء فإذا اقتربت قيمة الالتواء من الصفر يمكننا حينئذ الحكم على اعتدالية التوزيع ، و حتى نكون منطقيين يمكننا القول أن قيمة الالتواء من الصعب أن تصل إلى الصفر فالحالة الوحيدة التى يكون فيها الالتواء مساوياً الصفر هو المنحنى الطبيعى النموذجى و الذى تنطبق عليه نسب الاحتمالات السالف ذكرها ، و لذلك فنحن فى حاجة إلى محك رقمى من خلاله أتحقق من وجود اعتدالية فى التوزيع من عدمها ،و لكن الحكم على اعتدالية التوزيع من خلال محك رقمى يعتبر مثار جدل بين الإحصائيين حيث ظهرت آراء عديدة فى هذا الصدد منها من اعتمد على وقوع معامل الالتواء فى المدى ±٣ ، و منهم من اعتمد على المدى ±٢ ، و منهم من اعتمد على المدى ±١ ، و منهم من اعتمد على

المدى ±٢من الخطأ المعيارى لمعامل الالتواء ، و منهم من اعتمد على التفرطح و منهم من اعتمد على كليهما معاً ، و منهم من اعتمد على مقاييس معينة للحكم على الاعتدالية و منها مقياس *Shapiro-Wilk* ، و مقياس *Kolmogorov-Smirnov* ، و يمكن فى هذا الصدد عرض إحدى هذه الآراء حيث أوضح كل من *(Morgan & Griego,1998,49)* أنه يمكن التحقق من اعتدالية التوزيع بواسطة إحصائيتين وصفيتين هما الالتواء و التفرطح ، و الالتواء يعنى نقص التماثل فى التوزيع التكرارى بوجود ذيل طويل ناحية اليمين أو اليسار للمنحنى و يسميان التواء موجب و سالب على الترتيب ، أما التفرطح فيقيس ارتفاع هضبة التوزيع هل هى أقصر أم أطول من المنحنى الاعتدالى و كذلك الأطراف، و إذا كان التوزيع التكرارى للمتغير له التواء (و/أو) تفرطح كبير (موجب أو سالب) مقارنة بالخطأ المعيارى يقال أن التوزيع يبتعد عن الاعتدالية ، و كقاعدة يمكن القول (و الكلام مازال على لسان المؤلفين) أنه إذا كان الالتواء (و/أو) التفرطح أكثر من ٢,٥مرة الخطأ المعيارى لنفس الاحصاءة فإن افتراض الاعتدالية ينتهك .

و يتبنى المؤلف إحدى الاراء السابقة و هو وقوع معامل الالتواء فى المدى ±٢ لكى أحكم على اعتدالية التوزيع .

مثال: لنفرض أن بيانات ما عددها ٥٦ و مجموع مكعبات الدرجات المعيارية لهذه البيانات يساوى ٨٦,٤ فان :

$$\text{الالتواء} = \frac{\text{ن مج د}^{3}}{(\text{ن}-1)(\text{ن}-2)} = \frac{86.4 \times 56}{55 \times 54} = 1.63$$

و من ثم فان قيمة الالتواء تقع فى المدى ±٢ و بالتالى فإننا يمكننا الحكم على اعتدالية التوزيع .

و لكن ماذا لو لم تتوزع البيانات اعتدالياً ؟

فى الواقع اختلف العلماء فى مدى أهمية التوزيع الاعتدالى للبيانات عند معالجتها إحصائياً بمقاييس معينة ، فمثلاً عند معالجة البيانات الإحصائية باستخدام اختبار ت أو اختبار ف فان بعض العلماء يشير إلى أن شرط الاعتدالية المطلوب فى هذين الاختبارين يمكن انتهاكه لأن تأثيره ضئيل جداً على دقة النتائج المتحصل عليها و يقال فى هذا الشأن

أن الاختبارين يتميزان بالمنعة الإحصائية *Robustness* أو عدم تأثر النتائج بعدم التزامها بشرط الاعتدالية   و فى هذا الصدد أوضح صلاح الدين محمود علام(٢٠٠٤ ، ٢١١) أنه على الرغم من أن بعض الباحثين يجرون تحويلاً على درجات المتغير التابع إذا كان توزيع هذه الدرجات ملتوياً التواءً موجباً مثلاً و استخدام الدرجات الناتجة فى التحليل بدلاً من الدرجات الأصلية إلا أننا نرى–و الكلام ما زال على لسان المؤلف–عدم ضرورة مثل هذا التحويل ما دام اختبار النسبة التائية لا يتأثر كثيراً بعدم تحقق شرط الاعتدالية

و فى المقابل أوضح *(Aron&Aron, 1994,445-454)* أهمية توفر شرط الاعتدالية فى بعض المقاييس الإحصائية و التى منها اختبار ت و اختبار ف و تحليل الانحدار (المتغير التابع) حيث أشارا إلى أن الإخلال بشرط الاعتدالية يؤدى إلى نتائج غير صحيحة لأنه سيزيد من احتمالية ظهور خطأى القرارات الإحصائية (الخطأ من النوع الأول و الخطأ من النوع الثانى) ، و لذلك أو ضح أنه فى حالة عدم اعتدالية التوزيع فان الإجراء الأكثر شيوعاً هو تغيير الدرجات *Data Change* و لا يعنى بذلك الغش *Fudging* و لكن يعنى أن يطبق الباحث إجراءات رياضية معينة على الدرجات الخام مثل أخذ الجذور التربيعية لها و ذلك لتقريب البيانات غير الاعتدالية إلى الصورة الاعتدالية ، و إذا قمت بعملية التحويل هذه فانه يمكنك من تطبيق المقاييس التى تشترط الاعتدالية مثل اختبارى ت و ف بشرط توافر الافتراضات الأخرى و سوف تحصل على نتائج دقيقة ، و عملية التحويل هذه عملية شرعية و ليست تلاعباً بالبيانات لكى تكون فى صورة أفضل فهى تمتلك الشرعية طالما أننا نجرى التحويل على كل البيانات و طالما أن ترتيب الدرجات كما هو فالدرجة التى ترتيبها الأول تظل كما هى بعد التحويل و الدرجة الدنيا تظل كما هى بعد التحويل ، و بمعنى آخر إذا كانت الدرجة الخام للمفحوص ب واقعة بين الدرجة الخام للمفحوص أ و المفحوص ج تظل بعد التحويل واقعة أيضاً بين نفس الدرجتين .

و يضيف صلاح الدين محمود علام (٢٠٠٠، ٢٤٨) فوائد أخرى للتحويل الاعتدالى عندما أشار إلى أنه ربما يجد الباحث أن التوزيع الأصلى لسمة أو خاصية معينة و الذى يحصل عليه من عينة ما لا يتخذ شكل المنحنى الاعتدالى ، بينما يكون توزيع هذه السمة أو

الخاصية فى المجتمع الأصل اعتدالياً ، فإذا استطاع الباحث التأكد من ذلك عندئذ ربما يجد أن من المفيد أن يحول توزيع البيانات التى استمدها من العينة إلى صورة التوزيع الاعتدالى ، و بذلك يحصل على توزيع أكثر تمهيداً من التوزيع الأصلى و تقل فيه أخطاء العينة ، كما أن هذا التحويل يفيد في تقنين الاختبارات و المقاييس النفسية و التربوية و الاجتماعية ، و فى تحليل الارتباط بين متغيرين .

فى الواقع إذا لم تتوزع البيانات اعتدالية و نظراً لحاجتنا إلى وجود هذه الخاصية الهامة فى البيانات ، سيصبح أمامنا خياران أولهما تحويل البيانات غير الاغتدالية إلى بيانات اعتدالية ، أما الخيار الثانى فهو استخدام بدائل لابارامترية لا تشترط التزام البيانات بشرط الاعتدالية و سيتم التحدث عن هذه الأساليب فى الفصل السادس الخاص بالاحصاء الاستدلالى ،و اذا ركزنا حالياً على الخيار الأول و الخاص بالتحويل الاعتدالى فان هناك من الأساليب التي تستخدم لتحويل البيانات المعطاة أو التى تم الحصول عليها إلى بيانات تتبع التوزيع الاعتدالى و من هذه الطرق ما يعتمد على تحويل الدرجات الخام إلى درجات معيارية ثم التعرف على الارتفاعات المقابلة لهذه الدرجات المعيارية ، و هناك من الأساليب ما يعتمد على فكرة المساحات الواقعة تحت المنحنى الاعتدالى و المبنية أيضاً على تحويل الدرجات الخام إلى درجات معيارية ، و لكن هناك أساليب تعتمد على التعامل مباشرة مع الدرجات الخام المعطاة و من هذه الأساليب :

١) :**الجذر التربيعى للبيانات** : يتم استخدام هذه الطريقة فى حالة التوزيعات الملتوية التواءً موجباً و لكن بصورة أقل حدة ، و يتم فيها أخذ الجذور التربيعية لكل درجة خام و التعامل مع القيم الناتجة كمتغير اعتدالى بديل للمتغير الأصلى و لكن يلاحظ فى هذه الطريقة ضرورة أن تكون الدرجات الخام موجبة ، فإذا كان بعضها سالب يتم إضافة ثابت إلى كل الدرجات الخام لكى تكون كل الدرجات موجبة و لكن يتم إضافة هذا الثابت بحيث يكون أقل درجة فى التوزيع مقدارها ١ ، كما يفضل عدم استخدام هذه الطريقة إذا كانت الدرجات الخام عبارة عن كسور عشرية و كذلك أرقام صحيحة (أى هناك قيم تنحصر بين صفر و ١ و هناك قيم أكثر من ١) .

٢) **التحويل اللوغاريتمى** : يتم استخدام هذا الأسلوب عندما تكون الدرجات ملتوية ناحية اليمين بصورة أكثر حدة ، و يعنى تحويل الدرجات الخام إلى درجات جديدة هى لوغاريتمات الدرجات الأصلية و هناك أساسات لوغارتمية مشهورة يمكن التعامل معها من أشهرها الأساس ١٠ و الأساس الطبيعي ٢,٧١٨ ، و يفضل التعامل مع الأساس ١٠ فى حالات التوزيعات المتطرفة ، و بذلك لو كانت الدرجة الخام ١٠٠ مثلاً فان الدرجة المحولة = لو* ١٠٠ = ٢ ، و إذا كانت الدرجة الخام ١٧ فان الدرجة المحولة = لو ١٧ =١,٢٣ ، و هكذا ، و لكن لو كانت هناك درجات خام سالبة أو أقل من الصفر فى التوزيع فيستحسن إضافة ثابت حتى تصبح كل الدرجات الخام موجبة و لكن يتم إضافة هذا الثابت بحيث يكون أقل درجة في التوزيع مقدارها ١، ثم بعد ذلك يتم إجراء التحويل اللوغاريتمى .

٣) **تربيع الدرجات الخام**: و يمكن اللجوء إلى هذه الطريقة في حالة التواء البيانات التواءً سالباً

مثال (٢-١) : قام باحث بتطبيق اختباراً على مجموعة من التلاميذ عددهم ٦٠ تلميذاً في اختبار مادة القراءة ، و لكنه اكتشف أن معامل التواء هذه البيانات =٤,١٤٩و بالتالى فان التوزيع ملتوى التواءً موجباً ؟ و البيانات كالتالى :

التلاميذ	الدرجات	التلاميذ	الدرجات	التلاميذ	الدرجات	التلاميذ	الدرجات	التلاميذ	الدرجات	التلاميذ	الدرجات
١	٧٦	١١	٢٦	٢١	٢٠	٣١	٢٧	٤١	٢١	٥١	١٩
٢	١٢	١٢	٢٧	٢٢	٢٤	٣٢	٢٠	٤٢	٢٠	٥٢	٢٠
٣	١٤	١٣	١٩	٢٣	٢٣	٣٣	١٩	٤٣	٢١	٥٣	٢٤
٤	١٦	١٤	٢٤	٢٤	٢٢	٣٤	٢٠	٤٤	٢٣	٥٤	١٩
٥	٢٥	١٥	٣٢	٢٥	٢٥	٣٥	٢٣	٤٥	٢٠	٥٥	٢٦
٦	١٥	١٦	١٦	٢٦	٢٠	٣٦	٩٠	٤٦	١٨	٥٦	٢٣
٧	٤٤	١٧	٢١	٢٧	٢١	٣٧	٢٠	٤٧	١٩	٥٧	٢١
٨	٢٠	١٨	١٣	٢٨	٢٥	٣٨	٢٤	٤٨	٢٠	٥٨	٢٥
٩	١٤	١٩	٢٣	٢٩	٢١	٣٩	٢١	٤٩	١٥	٥٩	١٤
١٠	١٥	٢٠	٢٥	٣٠	٢٣	٤٠	٢٨	٥٠	١٦	٦٠	٢٦

---

* لو تعنى لوغاريتم

كيف نحول البيانات السابقة غير الاعتدالية إلى بيانات اعتدالية ؟

لكى يتم تحويل البيانات من بيانات غير اعتدالية إلى بيانات اعتدالية لابد من إجراء تحويل للبيانات و حيث أن هذه البيانات ملتوية التواءً موجباً فعلى ذلك يمكن استخدام التحويل اللوغاريتمى و ذلك بأخذ اللوغاريتم العشرى للدرجات الخام:

الطريقة اليدوية :

الخطوة الأولى :

يتم أخذ اللوغاريتم العشرى للدرجات الخام الأصلية كالتالى:

التلاميذ	الدرجات	التلاميذ	الدرجات	التلاميذ	الدرجات	التلاميذ	الدرجات	التلاميذ	الدرجات	التلاميذ	الدرجات
١	١,٨٨	١١	١,٤١	٢١	١,٣٠	٣١	١,٤٣	٤١	١,٣٢	٥١	١,٢٨
٢	١,٠٨	١٢	١,٤٣	٢٢	١,٣٨	٣٢	١,٣٠	٤٢	١,٣٠	٥٢	١,٣٠
٣	١,١٥	١٣	١,٢٨	٢٣	١,٣٦	٣٣	١,٢٨	٤٣	١,٣٢	٥٣	١,٣٨
٤	١,٢٠	١٤	١,٣٨	٢٤	١,٣٤	٣٤	١,٣٠	٤٤	١,٣٦	٥٤	١,٢٨
٥	١,٤٠	١٥	١,٥١	٢٥	١,٤٠	٣٥	١,٣٦	٤٥	١,٣٠	٥٥	١,٤١
٦	١,١٨	١٦	١,٢٠	٢٦	١,٣٠	٣٦	١,٩٥	٤٦	١,٢٦	٥٦	١,٣٦
٧	١,٦٤	١٧	١,٣٢	٢٧	١,٣٢	٣٧	١,٣٠	٤٧	١,٢٨	٥٧	١,٣٢
٨	١,٣٠	١٨	١,١١	٢٨	١,٤٠	٣٨	١,٣٨	٤٨	١,٣٠	٥٨	١,٤٠
٩	١,١٥	١٩	١,٣٦	٢٩	١,٣٢	٣٩	١,٣٢	٤٩	١,١٨	٥٩	١,١٥
١٠	١,١٨	٢٠	١,٤٠	٣٠	١,٣٦	٤٠	١,٤٥	٥٠	١,٢٠	٦٠	١,٤١

الخطوة الثانية: حساب الدرجات المعيارية(د) للدرجات المحولة السابقة ، و مكعباتها كالتالى:

الدرجة المحولة	الدرجة المعيارية للدرجة المحولة(د)	$د^3$	الدرجة المحولة	الدرجة المعيارية للدرجة المحولة(د)	$د^3$	الدرجة المحولة	الدرجة المعيارية للدرجة المحولة(د)	$د^3$
١,٨٨	٣,٧٠	٥٠,٦٥	١,٣٠	٠,٢٥-	٠,٠٢-	١,٣٢	٠,١٠-	٠,٠٠
١,٠٨	١,٧٦-	٥,٤٥-	١,٣٨	٠,٢٩	٠,٠٢	١,٣٠	٠,٢٥-	٠,٠٢-
١,١٥	١,٣٠-	٢,٢٠-	١,٣٦	٠,١٧	٠,٠٠	١,٣٢	٠,١٠-	٠,٠٠
١,٢٠	٠,٩١-	٠,٧٥-	١,٣٤	٠,٠٣	٠,٠٠	١,٣٦	٠,١٧	٠,٠٠
١,٤٠	٠,٤١	٠,٧٠	١,٤٠	٠,٤١	٠,٠٧	١,٣٠	٠,٢٥-	٠,٠٢-
١,١٨	١,١٠-	١,٣٣-	١,٣٠	٠,٢٥-	٠,٠٢	١,٢٦	٠,٥٦-	٠,١٨-
١,٦٤	٢,٠٨	٩,٠٠	١,٣٢	٠,١٠-	٠,٠٠	١,٢٨	٠,٤٠-	٠,٠٦-
١,٣٠	٠,٢٥-	٠,٢٠-	١,٤٠	٠,٤١	٠,٠٧	١,٣٠	٠,٢٥-	٠,٠٢-
١,١٥	١,٣٠-	٢,٢٠-	١,٣٢	٠,١٠-	٠,٠٠	١,١٨	١,١٠-	١,٣٣-
١,١٨	١,١٠-	١,٣٣-	١,٣٦	٠,١٧	٠,٠٠٥	١,٢٠	٠,٩١-	٠,٧٥-
١,٤١	٠,٥٣	٠,١٥	١,٤٣	٠,٦٤	٠,٢٦	١,٢٨	٠,٤٠-	٠,٠٦-
١,٤٣	٠,٦٤	٠,٢٦	١,٣٠	٠,٢٥-	٠,٠٢-	١,٣٠	٠,٢٥-	٠,٠٢-
١,٢٨	٠,٤٠-	٠,٦٠-	١,٢٨	٠,٤٠-	٠,٠٦-	١,٣٨	٠,٢٩	٠,٠٢
١,٣٨	٠,٢٩	٠,٠٢	١,٣٠	٠,٢٥-	٠,٠٢-	١,٢٨	٠,٤٠-	٠,٠٦-
١,٥١	١,١٤	١,٤٨	١,٣٦	٠,١٧	٠,٠٠	١,٤١	٠,٥٣	٠,١٥-
١,٢٠	٠,٩١-	٠,٧٥-	١,٩٥	٤,٢٠	٧٤,٠٩	١,٣٦	٠,١٧	٠,٠٠
١,٣٢	٠,١٠-	٠,٠٠	١,٣٠	٠,٢٥-	٠,٠٢-	١,٣٢	٠,١٠	٠,٠٠
١,١١	١,٥٢-	٣,٥١-	١,٣٨	٠,٢٩	٠,٠٢	١,٤٠	٠,٤١	٠,٠٧
١,٣٦	٠,١٧	٠,٠٠	١,٣٢	٠,١٠-	٠,٠٠	١,١٥	١,٣٠-	٢,٢٠-
١,٤٠	٠,٤١	٠,٠٧	١,٤٥	٠,٧٥	٠,١٢	١,٤١	٠,٥٣	٠,١٥
مج $د^3$ =١١٤,٦٢								

الخطوة الثالثة : التعرف على قيمة الالتواء من القانون :

$$\text{الالتواء} = \frac{\text{ن مج } د^3}{(ن-١)(ن-٢)} = \frac{١١٤,٦٢ \times ٦٠}{٥٨ \times ٥٩} = ٢,٠١$$

و من ثم نجد أن قيمة الالتواء أصبحت ٢,٠١ أى ٢ تقريباً ، و بالتالى يقترب توزيع البيانات بعد تحويلها لوغاريتمياً عشرياً إلى التوزيع الطبيعى لدخول معامل الالتواء فى المدى ± ٢ .

استخدام *spss:*

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغير المطلوب" القراءة" ،و ذلك بفتح شاشة ***Variable View*** و تحديد هذه الخصائص و الموضحة أيضاً بالشاشة :

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
القراءة	رقمى	٨	٠	الدرجات الخام لدى ٦٠ مفحوص فى مادة القراءة	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج

SPSS Data Editor

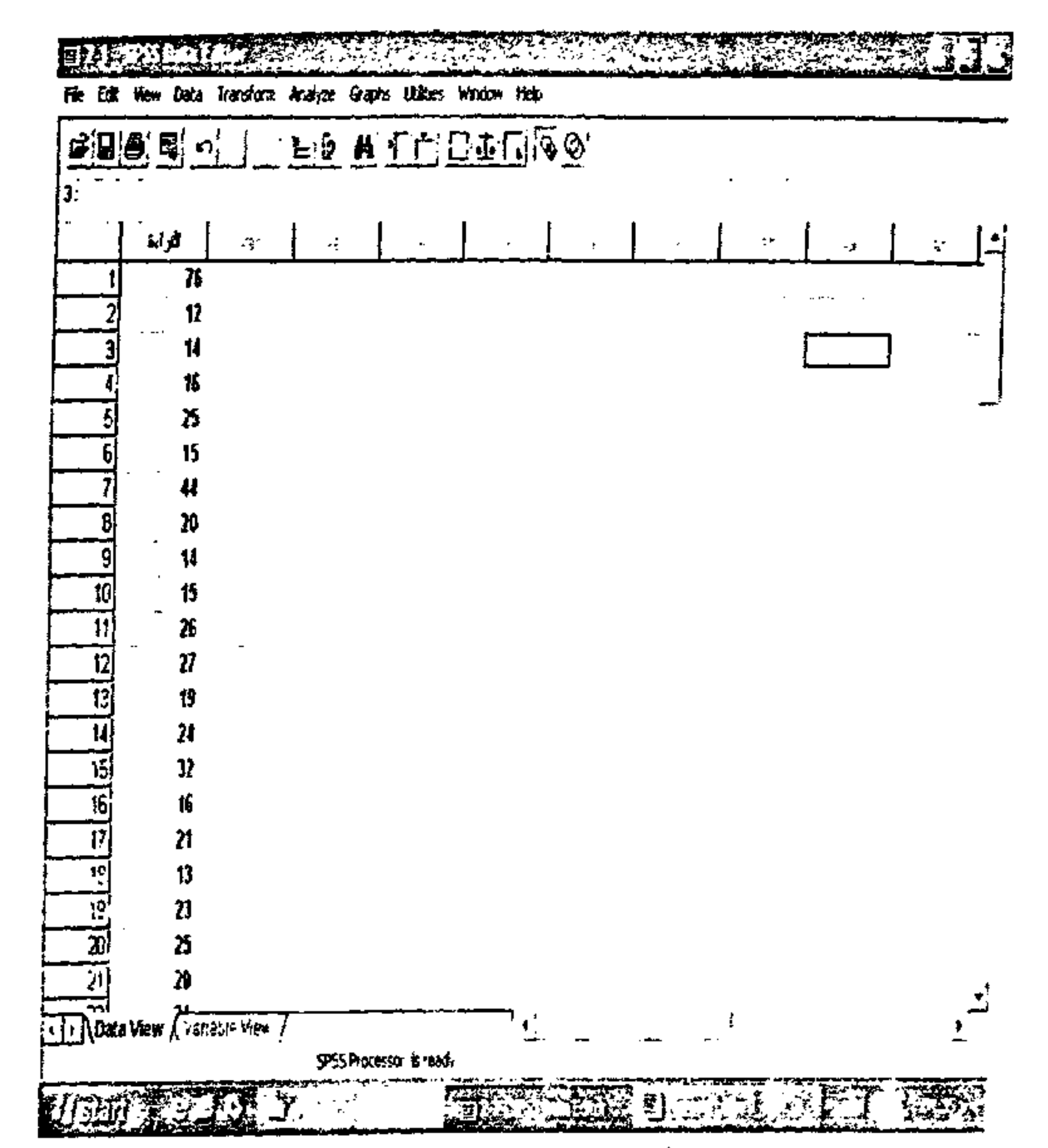
File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

	Name	Type	Width	Deci	Label	Values	Missing	Column	Align	Measur
1	القراءة	Numeric	8	0	الدرجات الخام لدى ٦٠ مفحوص فى مادة القراءة	None	None	8	Right	Scale

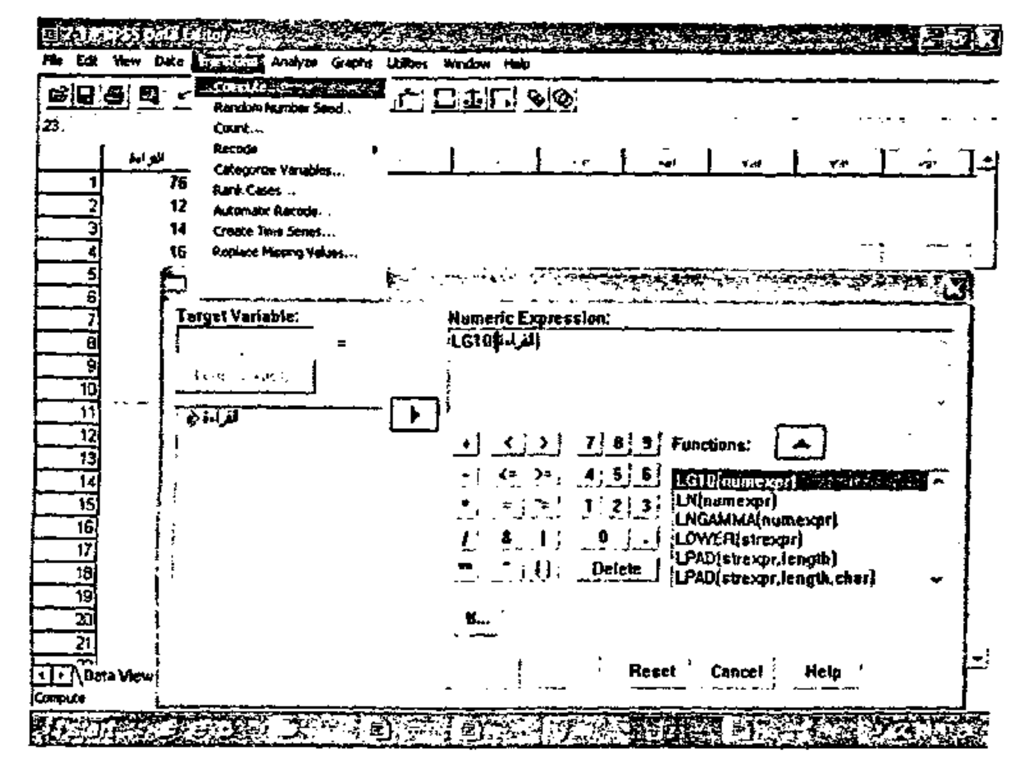
Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

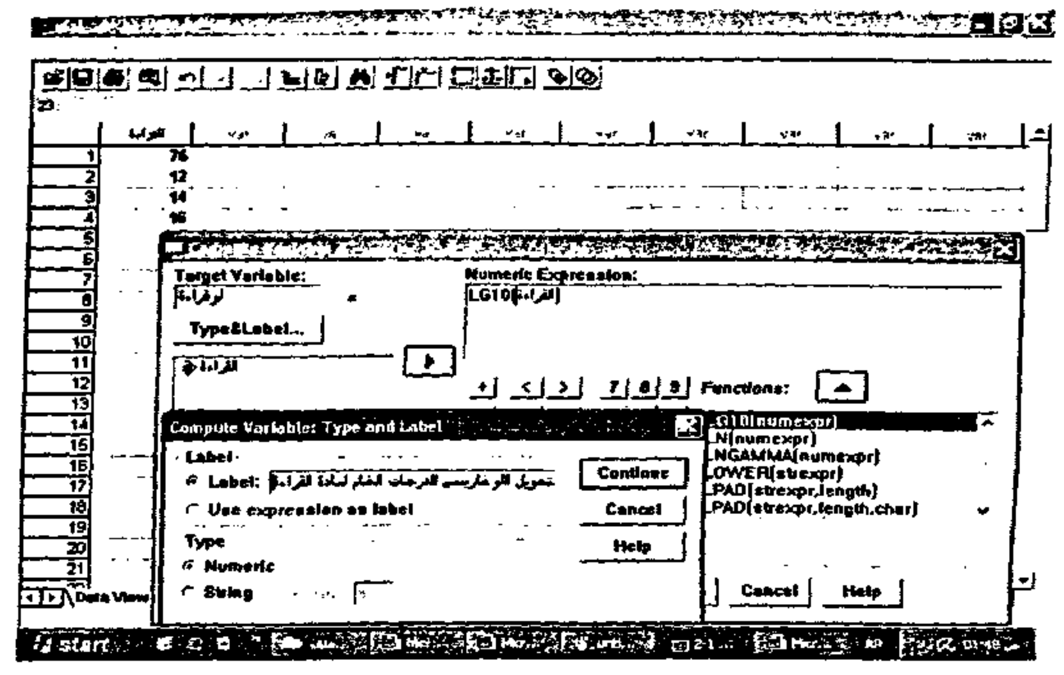
الخطوة الثانية : الانتقال إلى شاشة***Data View*** ، ثم كتابة البيانات الإحصائية فى العمود"القراءة" ، كما هو موضح بالشكل:



الخطوة الثالثة: من سطر الأوامر *Transform* نختار الأمر...*Compute* ، سيظهر مربع حوار كما بالشكل ، نختار دالة اللوغاريتم العشرى *Lo10(Numexpr)* الموجود بمربع الدوال المسمى *Functions* ،ثم يتم الضغط على السهم الرأسي لإدخال الدالة في المربع الأبيض المسمى *Numeric Expression*،ستظهر الدالة بالشكل *Log10(?)* ، يتم إدخال المتغير المطلوب تحويله لوغاريتمياً بدلاً من علامة الاستفهام و ذلك بالضغط على السهم المتجه يميناً ، و المجاور لمربع التغيرات الموجود على يسار مربع الحوار ،سيصبح شكل الدالة (القراءة) *Log10* ، كما بالشكل المرفق:



الخطوة الرابعة يتبقى تسمية المتغير الجديد (المحول) و تحديد خصائصه ، و يتم تنفيذ ذلك من خلال المستطيل الصغير الموجود فى الركن الأيسر العلوى من مربع الحوار و المسمى *Target Variable* ، و الذى نكتب فيه اسم المتغير الجديد و ليكن (لو قراءة)، ثم يتم تحديد خصائص هذا المتغير الجديد من الذرار الموجود أسفل المستطيل و المسمى *...Type&Label*، بالضغط على هذا الذرار سيظهر مربع الحوار المجاور و الذى من خلاله يمكننا تحديد بطاقة المتغير الجديد (يمكن تحرير بطاقة أو اختيار تعبير الدالة (القراءة) *Log10* كبطاقة) ، يتم تحرير بطاقة ، ثم يتم تحديد نوع المتغير رقمى أو نوعى نختار بالطبع رقمى ثم نضغط على الذرار *Continue* لإخفاء هذه المربع الحوارى الفرعي و التعامل مع مربع الحوار الرئيسى كما بالشكل:



الخطوة الخامسة : يتم الضغط على الزرار Ok للحصول على المتغير الجديد و المسمى لو قراءة كما بالشكل :

7-1 - SPSS Data Editor

File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

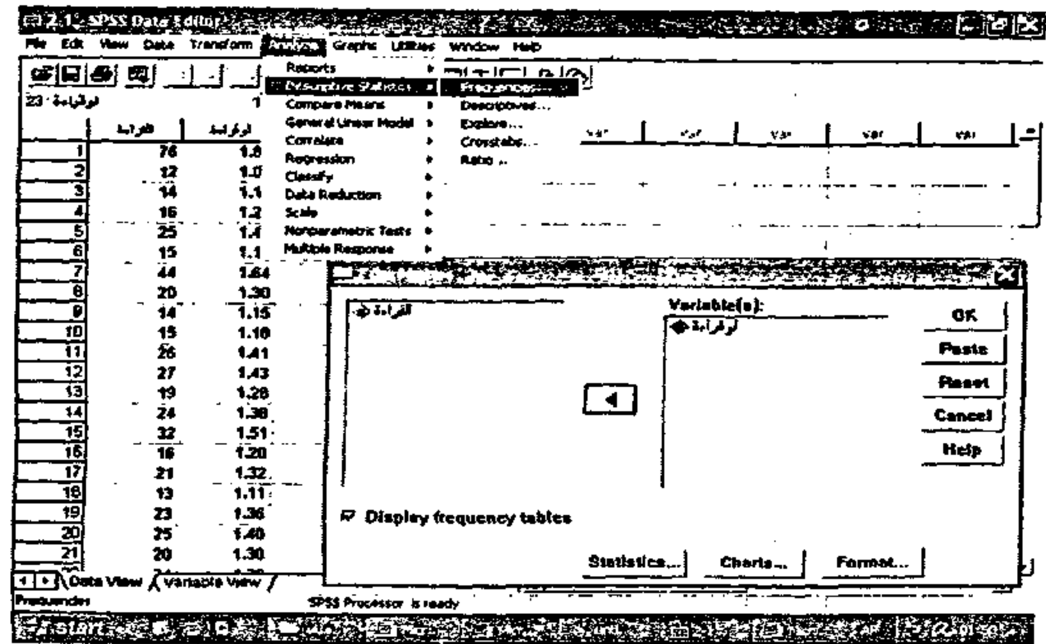
23 : لوقراءة 1.36172783601759

	القراءة	لوقراءة
1	76	1.88
2	12	1.08
3	14	1.15
4	16	1.20
5	25	1.40
6	15	1.18
7	44	1.64
8	20	1.30
9	14	1.15
10	15	1.18
11	26	1.41
12	27	1.43
13	19	1.28
14	24	1.38
15	32	1.51
16	16	1.20
17	21	1.32
18	13	1.11
19	23	1.36
20	25	1.40
21	20	1.30

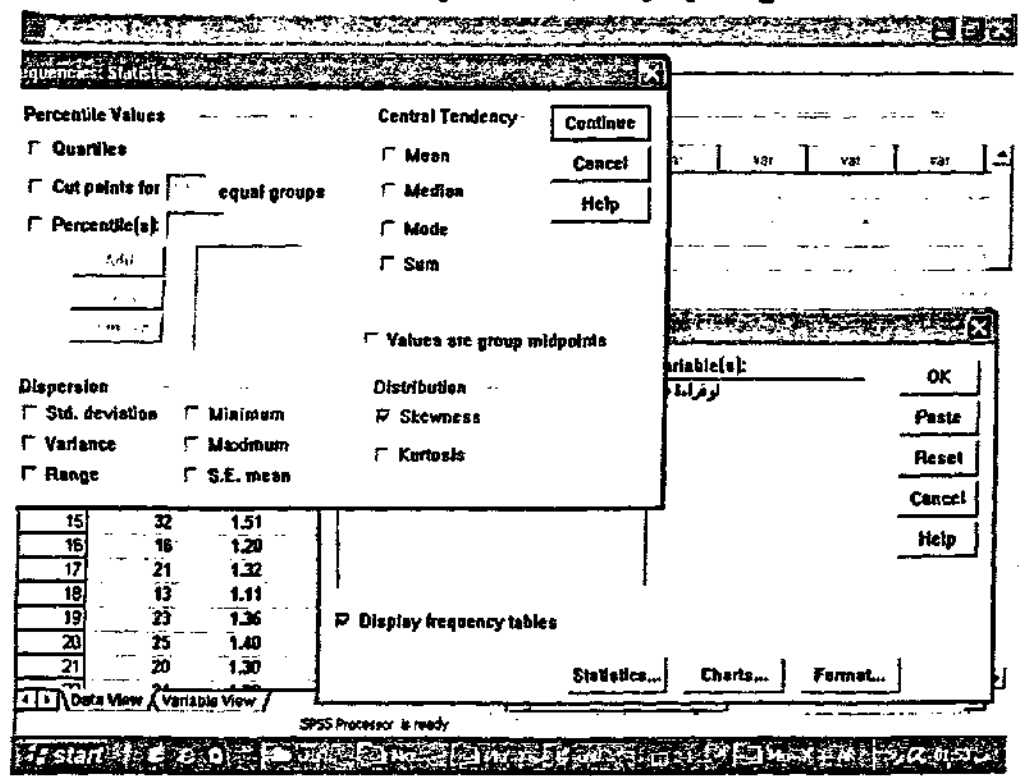
Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

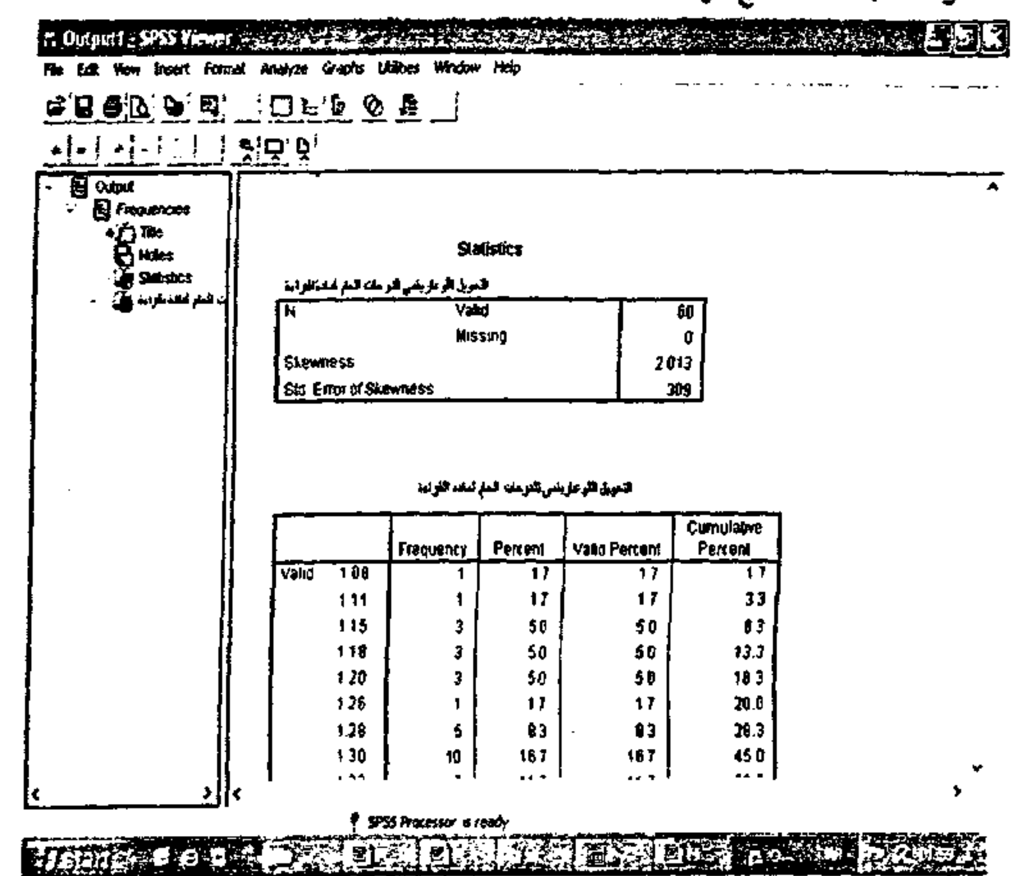
الخطوة السادسة : التعرف على اعتدالية هذه البيانات من خلال معامل الالتواء كالتالى:من سطر الأوامر نختار الأمر *Analyze* ثم الأمر *Descriptive Statistics* الفرعى *Frequencies* سيظهر مربع حوار ندرج متغير البيانات " لوقراءة" إلى المربع المجاور ثم نضغط على الاختيار *...Statistics* كما بالشكل :



الخطوة السابقة :بعد الضغط على الذرار *Statistics* سيظهر مربع حوار، نتأكد من اختيار الإحصاءة *Skewness* بمعنى الالتواء و ذلك بالضغط بالماوس كما بالشكل :



الخطوة الثامنة : يتم الضغط على زرار **Continue** لإخفاء مربع الحوار الفرعي و الإبقاء على مربع الحوار الأصلي ، و الذى نضغط من خلاله على الزرار **Ok** للتعرف على قيمة معامل الالتواء كما بشاشة النتائج الموضحة :



N	Valid	60
	Missing	0
Skewness		2013
Std. Error of Skewness		309

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	1 08	1	17	17	17
	1 11	1	17	17	33
	1 15	3	50	50	83
	1 18	3	50	50	13.3
	1 20	3	50	50	18 3
	1 26	1	17	17	20.0
	1.28	5	83	83	28.3
	1.30	10	167	167	45 0

سنجد أن قيم معامل الالتواء = ٢,٠١٣ ، و هى قيمة تساوى ٢ تقريبا مما يدل على اقتراب البيانات من التوزيع الاعتدالى و بالتالى استطعنا عن طريق التحويل اللوغاريتمى تحويل البيانات من بيانات غير اعتدالية إلى بيانات اعتدالية .

سابعاً: الفروض *Hypotheses* :

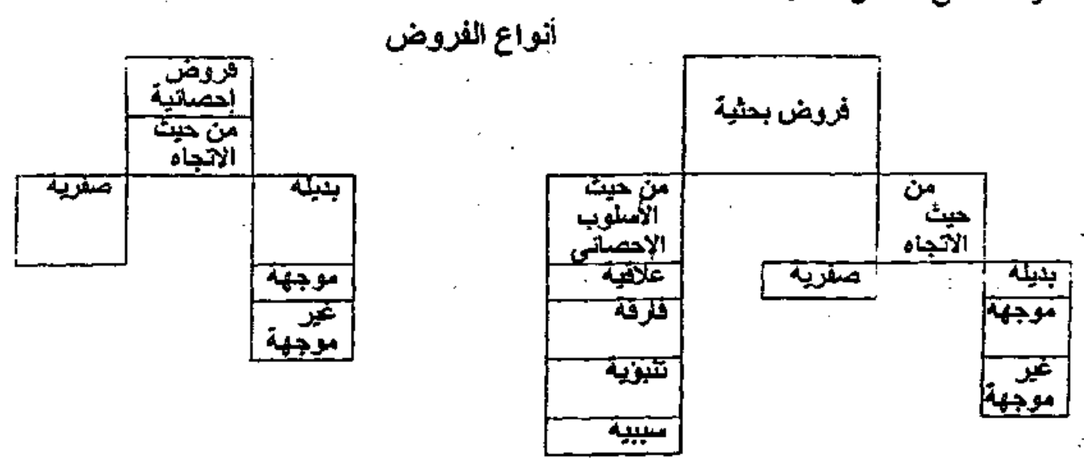
يعرف الفرض بأنه إجابة متوقعة لسؤال من الأسئلة إلى تراود ذهن الباحث أو المهتم ، و هذه الإجابة لا تكون نهائية و إنما خاضعة للدراسة و التحقق من مدى صحتها فإما أن تكون الإجابة صحيحة و إما أن تكون الإجابة خاطئة .

وتوقع الإجابة من جانب الباحث لا يتم من فراغ و إنما بناءً على خلفية نظرية متعلقة بهذا السؤال و نتائج دراسات سابقة حوله ، فمثلاً ربما يراود ذهن الباحث سؤال مضمونه: ما

طبيعة العلاقة بين حب الاستطلاع و القدرة الابتكارية لدى تلاميذ المرحلة الابتدائية؟ و بناءً على الخلفية النظرية و نتائج الدراسات السابقة المرتبطة بطبيعة العلاقة بين المتغيرين يصيغ الباحث إجابة متوقعة لهذا السؤال و هى تمثل إحدى فروض بحثه و تكون صياغة الفرض كالتالى: توجد علاقة ما بين حب الاستطلاع و الابتكارية ، أيضاً ربما يتساءل الباحث عن مدى إمكانية وجود فروق بين الذكور و الإناث فى الذكاء الوجدانى و هنا يكون الفرض: الذكور أعلى من الإناث فى الذكاء الوجدانى بصورة دالة إحصائية، أو يقدم إجابة أخرى بالقول : توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين الذكور و الإناث فى الذكاء الوجدانى، ، و هذه الإجابة التى يقدمها الباحث هى إجابة مؤقتة قد تكون صحيحة أو خاطئة ، و للتأكد من صحة هذه الإجابة نحتاج إلى بيانات تجريبية مأخوذة من عينة احتمالية تؤكد الإجابة أو تدحضها . و فى هذا الصدد يشير *(Frank&Althoen,1994,327)* بأن الفرض هو اقتراح لقضية معينة و بغض النظر أن هذا الاقتراح يأخذ شكل اعتقاد أو تخمين أو توقع أو استنتاج فان هناك صفة واحدة ينبغى أن يؤسس عليها الفرض و هى أنه اقتراح مؤقت *Provisional* . و بالتالى فان قرار قبولنا هذا الاقتراح كاقتراح صحيح أو رفضنا إياه كاقتراح خاطئ لا بد أن يؤجل حتى نجمع دليل يؤكد قبوله أو رفضه .

و لكى يزداد فهمنا لطبيعة الفروض التى يصيغها الباحث نوضح أن الفروض تنقسم لأنواع موضحة فى الشكل التالى:

أنواع الفروض



يلاحظ من التخطيط السابق أن أنواع الفروض كالتالى:

١- **الفروض البحثية**: و هى الفروض التى يصيغها الباحث فى بحثه بناءً على خلفيته النظرية و نتائج الدراسات السابقة و يمكن تقسيم هذا النوع فى ضوء أساسين أولهما من حيث اتجاه الفرض إلى : فرض بديل و فرض صفرى و الفرض البديل قد يكون موجه أو غير موجه ، أما الأساس الثانى فمن حيث الأسلوب الإحصائى المستخدم لمعالجة الفرض الذى تمت صياغته ، و تنقسم الفروض فى ضوء هذا الأساس إلى أنواع عديدة فى الواقع نذكر منها أربعة أنواع هى : فروض علاقية-فروض فارقة-فروض تنبؤية -فروض سببية ، و بذلك يمكن تحديد ١٢ نوع من الفروض البحثية يمكن توضيحها كالتالى :

أ- الفروض العلاقية:

١) **الفرض البديل العلاقى غير الموجه** . الفرض البديل العلاقى هو فرض بديل يقر بوجود علاقة ، و تعنى كلمة بديل انه بديل للنوع الآخر من الفروض(الفرض الصفرى) فإذا أثبتنا صحة الفرض البديل نقبله و نرفض الفرض الصفرى و إذا أثبتنا عدم صحة الفرض البديل نرفضه و نقبل الفرض الصفرى، و الفرض البديل العلاقى غير الموجه هو الذى يصاغ صياغة غير موجهة.

مثال: توجد علاقة دالة إحصائياً بين الاتجاه نحو الدراسة و البيئة المدرسية .

إذا تأملنا هذا الفرض نجد انه يقر بوجود علاقة و بالتالى فهو فرض بديل علاقى و لكن لم يحدد هل هذه العلاقة ايجابية أم سلبية لذلك فهو فرض بديل علاقى غير موجه .

٢) **الفرض البديل العلاقى الموجه** : هو الفرض البديل الذى يقر بوجود علاقة سواء كانت هذه العلاقة ايجابية أو سلبية.

مثال: توجد علاقة ايجابية بين وجهة الضبط و التحصيل الدراسى.

إذا تأملنا هذا الفرض نجد انه يقر بوجود علاقة و بالتالى فهو فرض بديل علاقى كما أنه حدد اتجاه هذه العلاقة بأنها ايجابية و بالتالى فهو فرض بديل علاقى موجه .

٣) **الفرض الصفرى العلاقى**: الفرض الصفرى العلاقى يشير إلى عدم وجود علاقة بين المتغيرين

مثال: لا توجد علاقة دالة بين الاتجاه نحو الكمبيوتر و الذكاء الوجداني.

إذا تأملنا هذا الفرض نجد أنه يشير إلى عدم وجود علاقة بين المتغيرين.

الأسلوب الإحصائي المناسب للتحقق من صحة الفروض العلاقية: معاملات الارتباط.

ب- الفروض الفارقة:

٤) **الفرض البديل الفارق غير الموجه:** هو فرض يقر بوجود فروق بين مجموعتين أو أكثر في الظاهرة الخاضعة للدراسة و لذلك سمي فرض بديل فارق،و لكن لم يحدد اتجاه الفروق لصالح أي مجموعة لذلك سمي فرض بديل فارق غير موجه .

مثال: توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطي درجات الذكور و الإناث في الذكاء الوجداني .

إذا تأملنا هذا الفرض نجد انه يقر بوجود فروق و بالتالي فهو فرض بديل فارق و لكن لم يحدد اتجاه هذه الفروق هل لصالح الذكور ام الإناث لذلك فهو فرض بديل فارق غير موجه .

٥) **الفرض البديل الفارق الموجه:** هو فرض يقر بوجود فروق بين المجموعات في الظاهرة الخاضعة للدراسة و لذلك سمي فرض بديل فارق، كما أنه يحدد اتجاه الفروق لصالح أي مجموعة، لذلك فهو فرض بديل فارق موجه .

مثال: توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطي معلمي المرحلة الابتدائية و معلمي المرحلة الثانوية في الشعور بالكفاءة الذاتية لصالح معلمي المرحلة الثانوية.

إذا تأملنا هذا الفرض نجد انه يقر بوجود فروق و بالتالي فهو فرض بديل فارق و أيضاً حدد اتجاه هذه الفروق بأنها لصالح معلمي المرحلة الثانوية لذلك يسمى فرض بديل فارق موجه .

٦) **الفرض الصفري الفارق:** و هو الفرض الذي يشير إلى عدم وجود فروق بين متوسطي المجموعتين أو متوسطات المجموعات في الظاهرة موضوع الدراسة .

مثال: لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطى درجات الذكور و الإناث فى الوعى البيئى .

الأسلوب الإحصائى المناسب للتحقق من صحة الفروض الفارقة :أساليب إحصائية منها :اختار ت أو اختبار ف أو النسبة الحرجة أو اختبار مان وتنى أو اختبار فريدمان و غيرها من الاختبارات .

جـ- الفروض التنبؤية :

٧) **الفرض البديل التنبؤى غير الموجه** : هو فرض يقر بوجود متغيرات مستقلة تنبئ بالمتغير التابع و لذلك سميت فروض تنبؤية، و لكن لم يحدد اتجاه التنبؤ هل هو سلبى أم إيجابى و لذلك سميت فروض بديلة تنبؤية غير موجهة.

مثال: يمكن التنبؤ من المتغيرات المستقلة (الدافعية–حب الاستطلاع–مفهوم الذات–القلق) بالمتغير التابع (التحصيل الدراسى) لدى طلاب كلية التربية بقنا .

إذا تأملنا هذا الفرض نجد انه يقر بوجود متغيرات مستقلة تنبئ بالمتغير التابع لذلك فهو فرض بديل تنبؤى و لكن لم يحدد اتجاه التنبؤ لكل متغير مستقل هل سلبى أم إيجابى لذلك فهو فرض بديل تنبؤى غير موجه .

٨) **الفرض البديل التنبؤى الموجه**: هو فرض يقر بوجود متغيرات مستقلة تنبئ بالمتغير التابع و لذلك سميت فروض تنبؤية، و يحدد أيضاً اتجاه التنبؤ للمتغيرات المستقلة.

مثال: يمكن التنبؤ من المتغيرات المستقلة (الدافعية(منبئ موجب)–حب الاستطلاع(منبئ موجب)–مفهوم الذات(منبئ موجب) –القلق(منبئ سالب) بالمتغير التابع (التحصيل الدراسى) لدى طلاب كلية التربية بقنا .

إذا تأملنا هذا الفرض نجد انه يقر بوجود متغيرات مستقلة تنبئ بالمتغير التابع لذلك فهو فرض بديل تنبؤى كما أنه يحدد اتجاه التنبؤ للمتغيرات المستقلة فمنها ما هو إيجابى و منها ما هو سلبى لذلك فهو فرض بديل تنبؤى موجه.

٩) **الفرض التنبؤى الصفرى**: يشير هذا الفرض إلى عدم وجود علاقة تنبؤية بين المتغيرات المستقلة و المتغير التابع.

مثال: لا يمكن التنبؤ من المتغيرات المستقلة: أسلوب التفكير–القدرة التذكرية – الدافعية بالذكاء الوجدانى لدى طلاب المرحلة الإعدادية.

إذا تأملنا هذا الفرض نجد انه يشير بوجود متغيرات مستقلة لا تنبئ بالمتغير التابع لذلك فهو فرض تنبؤى صفرى .

الأسلوب الإحصائى المناسب للتحقق من صحة الفروض التنبؤية : تحليل الانحدار البسيط و المتعدد .

د- الفروض السببية:

١٠) **الفرض البديل السببى غير الموجه** : هو فرض يقر بوجود متغيرات مستقلة تسهم فى التأثير السببى على التغير التابع ،لذلك يسمى بفرض بديل سببى و لكن لم يحدد اتجاه التأثير هل هو موجب أم سالب، لذلك يسمى بفرض بديل سببى غير موجه.

مثال : يمكن التوصل إلى نموذج سببى يفسر العلاقة بين المتغيرات المستقلة(المعاملة الوالدية–الذكاء–الضغوط النفسية –الاتجاه نحو الدراسة،) و المتغير التابع (مستوى الطموح) لدى تلاميذ المرحلة الابتدائية .

إذا تأملنا هذا الفرض نجد انه يقر بوجود متغيرات مستقلة تسهم بالتأثير السببى على المتغير التابع لذلك فهو فرض بديل سببى و لكن لم يحدد اتجاه السببية للمتغيرات المستقلة هل تأثيرات سلبية أم ايجابية لذلك فهو فرض بديل سببى غير موجه .

١١) **الفرض البديل السببى الموجه** : هو فرض يقر بوجود متغيرات مستقلة تسهم فى التأثير السببى على المتغير التابع ، و أيضاً يحدد اتجاه التأثير للمتغيرات المستقلة سواء كانت سلبية أم ايجابية

مثال : يمكن التوصل إلى نموذج سببى يفسر العلاقة بين المتغيرات المستقلة(المعاملة الوالدية(تأثير موجب)-الذكاء(تأثير موجب)-الضغوط النفسية(تأثير سالب) -الاتجاه نحو الدراسة(تأثير موجب)) و المتغير التابع (مستوى الطموح) لدى تلاميذ المرحلة الابتدائية .

إذا تأملنا هذا الفرض نجد انه يقر بوجود متغيرات مستقلة تسهم بالتأثير السببى على المتغير التابع لذلك فهو فرض بديل سببى و أيضاً يحدد اتجاه التأثيرات السببية للمتغيرات المستقلة فمنها ما هو سلبى و منها ما هو إيجابى لذلك فهو فرض بديل سببى موجه .

١٢) **الفرض السببى الصفرى** : يشير إلى عدم وجود علاقة سببية بين المتغيرات المستقلة و المتغير التابع.

مثال: لا يمكن التوصل إلى نموذج سببى يفسر العلاقة بين المتغيرات المستقلة (القلق-التصلب-الذكاء العام) و المتغير التابع (العنف المدرسى) لدى طلاب المرحلة الثانوية .

إذا تأملنا هذا الفرض نجد انه يشير إلى عدم إمكانية التوصل إلى نموذج سببى يفسر العلاقة بين المتغيرات المستقلة و المتغير التابع و بالتالى فهو فرض سببى صفرى.

الأسلوب الإحصائى المناسب للتحقق من صحة الفروض السببية : تحليل المسار .

٢- **الفروض الإحصائية**: ربما يتساءل سائل ما الفرق بين الفروض البحثية و الفروض الإحصائية ؟ إن الفروض البحثية هى الفروض التى يصيغها الباحث بنفسه فى ضوء إطلاعه على الخلفية النظرية و نتائج الدراسات السابقة كما أوضحنا ، و بناءً علي إطلاعه يحدد اتجاه الفرض هل فرض بديل موجه أم فرض بديل غير موجه أم فرض صفرى ، أما الفروض الإحصائية فتهدف إلى تفسير نتيجة معالجة الأسلوب الإحصائى للفرض البحثى ، و الذى بناءً عليه نقبل الفرض البحثى أو نرفضه ، و بالتالى فالذى يجعلنا نقبل أو نرفض الفرض البحثى ليس الأسلوب الإحصائى فقط و لكن الفرض الإحصائى المرتبط به ، فمثلاً إذا صغنا فرضاً بحثياً مضمونه : توجد فروق ذات

دلالة إحصائية بين متوسطى درجات المجموعة التى تم تدريسها باستخدام التعزيز الفورى و المجموعة التى تم تدريسها بالطريقة التقليدية فى التحصيل الدراسى.

و إذا أردنا التحقق من صحة هذا الفرض من عدمه فإننا نستخدم الأسلوب الإحصائى اختبار ت أو اختبار ف أو النسبة الحرجة أو أى اختبار فارق آخر ، فإذا استخدمنا مثلاً الأسلوب الإحصائى اختبار(ت) لمعالجة هذا الفرض إحصائياً و توصلنا مثلاً إلى أن ت= ٥,٦ ، فهل تعنى هذه القيمة بوجود فروق بين متوسطى درجات المجموعتين فى التحصيل و بالتالى أقبل الفرض البحثى ، أم تعنى عدم وجود فروق و بالتالى أرفض الفرض البحثى ، ماذا لو كانت ت=٣ أو ت= ١٤,٢ هل أقبل أم أرفض الفرض البحثى الذى صغته ، بالطبع حتى هذه اللحظة لم أستطع أن أتخذ قراراً بقبول الفرض البحثى من عدمه ، و بالتالى فان الأسلوب الإحصائى وحده بما يمده لى من قيمة محسوبة لا يكفى وحده لاتخاذ قرار بقبول أو رفض الفرض البحثى الذى تمت صياغته ، لأننا نحتاج إلى الحد الفاصل(الذى على أساسه أقول أن نتيجة المقياس الإحصائى أثبتت وجود فروق دالة إحصائياً بين المجموعتين من عدمه) ، هذا الحد الفاصل يطلق عليه القيمة الحرجة *Critical Value* ، و يمكن معرفة بعض الأمور المتعلقة بالقيمة الحرجة من خلال الأسئلة التالية:

٢-١: ما هى القيمة الحرجة و ما علاقتها بالفروض الإحصائية :

القيمة الحرجة هى القيمة التى تفصل بين قبول الفرض الصفرى و رفض الفرض الصفرى ، فإذا نقصت قيمة المقياس الإحصائى (ت=٥,٦ مثلاً) عن هذه القيمة الحرجة(التى يتم استخراجها من جداول احصائية) نقبل الفرض الصفرى (و بالتالى نرفض الفرض البديل)،أما إذا ساوت قيمة المقياس الإحصائى القيمة الحرجة أو تعدتها فاننا نرفض الفرض الصفرى (و بالتالى نقبل الفرض البديل) و الفروض فى هذا تسمى فروض احصائية لأنها مكملة للأسلوب الإحصائى الذى تم استخدامه فى التحقق من صحة الفرض البحثى .

ملاحظة

في بعض الاختبارات الاحصائية(منها اختبار مان وتنى) و تحت ظروف معينة تكون مقارنة القيمة المحسوبة بالقيمة الحرجة بالعكس بحيث اذا زادت قيمة الاختبار الاحصائى على القيمة الحرجة نقبل الفرض الصفرى (و بالتالى نرفض الفرض البديل)، أما إذا قلت قيمة المقياس الإحصائي عن القيمة الحرجة أو ساوتها فاننا نرفض الفرض الصفرى (و بالتالى نقبل الفرض البديل)

٢-٢ ما دور القيمة الحرجة فى اختبار صحة الفروض البحثية :

في الواقع بدون القيمة الحرجة لا يمكن أن نعرف ما إذا كان الفرض البحثي الذى تمت صياغته صحيح أم غير صحيح ففي المثال السابق و الخاص بالفرض البحثي :" : توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطي درجات المجموعة التى تم تدريسها باستخدام التعزيز الفورى و المجموعة التى تم تدريسها بالطريقة التقليدية" فى التحصيل الدراسى ، فإذا توصلنا إلى أن قيمة ت=٥،٦ هذا الرقم لا يعطينى أى مؤشر بقبول أو رفض الفرض البحثي الذى بين أيدنا و هنا يأتى دور القيمة الحرجة ، فإذا افترضنا مثلاً . القيمة الحرجة = ٢،٨٤ . بذلك تكون الرؤية واضحة تماما حيث أننى سأقارن بين القيمتين و سنجد أن (٥،٦>٢،٨٤) و بالتالى سأرفض الفرض الصفرى و أقبل الفرض البديل و حيث أن الفرض الذى تمت صياغته هو فرض بديل لذلك سيتم قبوله و من ثم يصل الباحث إلى قرار مفاده أن الفرض الذى تم تبنيه هو فرض صحيح ، و هذا القرار كان من غير الممكن أن نصل إليه إلا باستخدام القيمة الحرجة.

٢-٣ هل تختلف القيمة الحرجة باستخدام المقياس الإحصائى المستخدم ؟

نعم فكل مقياس إحصائى له قيمه الحرجة الخاصة به فإذا كان الفرض علاقى و استخدمنا معامل الارتباط لمعالجة هذا الفرض فسنجد قيم حرجة خاصة بمعامل الارتباط . و إذا كان الفرض فارق و استخدما اختبار ف مثلاً فسنجد قيم حرجة خاصة باختبار ف و هكذا .

٢-٤ هل هى قيمة حرجة وحيدة أم قيم حرجة متعددة لكل مقياس إحصائى؟

كل مقياس إحصائى له منحنى توزيع خاص به و بناءً على هذا المنحنى يتم إعداد قيم حرجة عديدة تفصل بين قبول الفرض الصفرى و رفضه .

و اختيار كل قيمة حرجة يعتمد على ثلاثة عوامل مهمين مجتمعين أو منفردين :

أ- درجات الحرية: حيث تختلف القيمة الحرجة فى التوزيع باختلاف درجات الحرية ، فالقيمة الحرجة القابلة لدرجة حرية (١٥) مثلاً تختلف عن القيمة الحرجة القابلة لدرجة حرية (١٩) مثلاً ، و لذلك عندما تطلع على الجداول الإحصائية (باستثناء الجدول المستند على منحنى التوزيع الطبيعى المعيارى) نجد أن أساس البحث فى هذه الجداول هو درجات الحرية و المقصود بدرجات الحرية هو الحرية في اختلاف البيانات المستمدة من العينة بحيث تحقق شرط الإحصاءة و الذى يسمى فى هذه الحالة قيد *Restriction* ، و قبل ذكر الأمثلة على ذلك يمكن أن نوضح أن درجات الحرية هى مقدار ما تكسبه من حرية فى اختيارك لأى قيم لكى تعبر به عن بيانات العينة و لكن حريتك فى الاختيار ليست مطلقة بل هى مقيدة بشرط (قيد) الإحصاءة (و قد يكون للإحصاءة أكثر من قيد) ،و لنضرب مثالين على ذلك كالتالى:

المثال الأول :لنفرض أننا أردنا حساب المتوسط* لدرجات ١٠ تلاميذ بالصف الرابع الابتدائى فى اختيار الحساب و كانت درجاتهم كالتالى:

١٢-٢-٥-٤-٨-١١-١٠-١٦-٥-٧

لو حسبنا إحصاءة المتوسط سنجد أنها تساوى ٨ ، و هنا يظهر دور درجات الحرية من خلال السؤال التالى:

ما مقدار حريتنا فى اختيار أى أرقام لأفراد هذه العينة البالغ قوامها ١٠ بحيث يحقق لنا شرط أن متوسط الدرجات لا بد أن يكون ١٠ ،و الجواب كالتالى:

لان عدد الأفراد ١٠= فإننا أحرار فى اختيار أية ٩ قيم و لكن القيمة العاشرة لسنا لنا حرية فى اختيارها و لنجرب ذلك :

* يوجد فصل خاص بالاحصاء الوصفى يتم فيه معرفة كيفية حساب المقاييس الإحصائية المختلفة و التى منها المتوسط الحسابى .

نختار القيمة الأولى أى قيمة و ليكن ١ :

القيمة الثانية أية قيمة و ليكن ٣ :

القيمة الثالثة أية قيمة و ليكن ٤

و القيم الست التالية أية قيم و ليكون: ١٥ ، ٧ ، ٩ ، ١٩ ، ٦ ، ١٤

حتى هذه اللحظة نملك حرية فى اختيار قدرها (٩) و هى عدد القيم السابقة التى اخترناها و لكن لماذا لم أكن حراً فى اختيار القيمة العاشرة ، إن القيمة العاشرة سأختارها بشكل إجبارى لأنها تمثل القيد الذى وضع على لحساب هذه الإحصاءة و هى أن يكون متوسط القيم = ٨ ، و على ذلك لا بد أن أختار القيمة العاشرة قيمة بعينها و هى (٢) ، و بالتالى فان موضوع درجات الحرية يعتبر من أساسيات الإحصاء الاستدلالى لان الحرية التى سأمتلكها فى اختيار أى بيانات ستجعلنى أعمم نتيجتى على أى عينة لأننى حر فى اختيار البيانات التى تحقق شرط الإحصاءة،و ليأخذ الموضوع شكل العمومية فان أى مقياس إحصائى يعتمد على متوسط وحيد (مثل اختبار ت للمتوسط مثلاً) فان درجات الحرية تساوى ن-١ حيث ن عدد أفراد العينة ، و إذا كان المقياس يعتمد على متوسطين (مثل اختبار ت للفرق بين متوسطين الحالة الأولى مثلاً فان درجات الحرية تساوى $ن_1$ +$ن_2$ -٢ حيث $ن_1$ عدد أفراد العينة التى متوسط بيانات أفرادها $م_1$ ، و $ن_2$ عدد أفراد العينة التى متوسط بيانات أفرادها $م_2$ ، و هكذا تختلف درجات الحرية باختلاف كل مقياس احصائى ، و لننظر للمثال التالى .

المثال الثانى :لنفرض أننا أردنا حساب إحصاءة $كا^2$ التى تستخدم للتعرف على دلالة الفروق بين التكرارات للاستجابة على سؤال معين بنعم أو لا و ليكن (هل ترغب العمل فى مهنة التدريس ؟) على ٧٠ طالب منهم٣٣ من التخصصين علمياً و ٣٧ من التخصصين أدبياً و كانت تكرارات إجابتهم على السؤال هى (٢٦ نعم)(١٤ علمى ،١٢ أدبى) ، (٤٤ لا)(١٩ علمى ،٢٥ أدبى) ،

و لكى نحسب كا[٢] نعد جدول (٢×٢) أى (صفين ×عمودين)

الاستجابة / التخصص	علمى	أدبى	المجموع
نعم	١٤	١٢	٢٦
لا	١٩	٢٥	٤٤
المجموع	٣٣	٣٧	٧٠

ملاحظة

الصف أو العمود فى جدول الاقتران هو ما يحتوى على خلايا التكرار فقط أما أى خلايا غير ذلك فلا تكون أية صفوف أو أعمدة و إنما موضوعة بغرض التوضيح ، فمثلاً اخر صف المسمى المجموع و الذى فيه ثلاثة أرقام متجاورة هى ٣٣ ، ٣٧ ، ٧٠ هذا لا يعد صفاً و إنما تم إعداده بغرض توضيح مجموع التكرارات الفرعية . و على هذا الأساس يمكن القول أن الجدول السابق يتكون من صفين و عمودين فقط . و هناك جداول تتكون من صف واحد فقط أو عمود واحد فقط أو أكثر من صف و أكثر من عمود ، و جدير بالذكر أن القدرة على معرفة عدد الصفوف و الأعمدة فى كل جدول اقتران له دور كبير فى معرفة درجات الحرية كما سيتضح بعد قليل .

و هنا يظهر دور درجات الحرية من خلال السؤال التالى:

ما مقدار حريتنا فى اختيار أى أرقام للخانات الأربعة المظللة و الإجابة كالتالى :

إننا نملك مقداراً من الحرية هنا قدره ١ لماذا؟ لأننا أحرار فى اختيار أى قيمة لخلية واحدة فقط أما الخلايا الثلاث الباقية فهى محددة بشكل حتمى معتمدة على قيمة الخلية التى اخترناها . و لنجرب ذلك ، ضع فى خلية (علمى-نعم) أى رقم (بحيث يكون أقل من ٣٣ بالطبع) و ليكن ١٠ ، هنا ستصبح مقيد فى اختيار القيم فى الثلاث خلايا المتبقية (حاول أن تجرب ذلك). فهناك ثلاثة قيود هى : القيد الأول: مجموع قيم الخلايا فى الصف الأول لابد أن يكون(٢٦) ،القيد الثانى: مجموع قيم الخلايا فى العمود الأول لابد أن يكون ٣٣ ،القيد الثالث: مجموع قيم الخلايا فى الصف الثانى أو

العمود الثانى (أى منهما و ليس كليهما) لا بد أن يكون ٤٤ أو ٣٧ على الترتيب ، و بذلك تكون درجات الحرية = عدد الخلايا – عدد القيود = ٤–٣=١ .

التخصص / الاستجابة	علمى	أدبى	المجموع
نعم	١٠	....	٢٦
لا	....	....	٤٤
المجموع	٣٣	٣٧	٧٠

ملاحظة

إن عدد القيود فى حالة جدول الاقتران (٢ ×٢) دائما يساوى ٣ ،و لكن مضمون هذه القيود يختلف من جدول لآخر على حسب الخلية التى نختار فيها التكرار فمثلاً إذا اخترنا الخلية رقم ٢ فى الصف (أو العمود الثانى) ليكون فيها التكرار يكون القيد الأول: مجموع قيم الخلايا فى الصف الثانى =٤٤ ، مجموع قيم الخلايا فى العمود الثانى=٣٧ ، مجموع قيم الخلايا فى الصف الأول (أو العمود الأول أى منهما و ليس كليهما)=٢٦ أو ٣٣ على الترتيب ، و على هذا الأساس يمكن فهم القيود فى جداول الاقتران الأخرى الأقل و الأعلى فى عدد الصفوف و الأعمدة ، و بصفة عامة أى جدول اقتران (٢×٢) يكون درجات الحرية الخاصة به=١ .

و لكن ماذا لو كان عدد الخانات ٦ أو ٩ أو ١٢ ، ما هى درجات الحرية لإحصاءة كا٢ ؟
إليك بيانات مثال مختصرة فى الجدول التالى :

المهنة / تقدير البكالوريوس	طبيب	معلم	مهندس	المجموع
ممتاز	٣٥	١١	٢٩	٧٥
جيد جداً	١٧	٢٥	٧	٤٩
جيد	١٠	١٦	٣٦	٦٢
المجموع	٦٢	٥٢	٧٢	١٨٦

ما هى درجات الحرية فى هذا المثال ، إذا تأملت فى هذا الجدول ستجد أن هناك ٥ قيود لاحصاءكا[٢] كالتالى:

القيد الأول : لابد أن يكون مجموع قيم الصف الأول=٧٥ .

القيد الثانى :مجموع قيم الصف الثانى=٤٩ .

القيد الثالث :مجموع قيم العمود الأول=٦٢ .

القيد الرابع : مجموع قيم العمود الثانى=٥٢ .

القيد الخامس:مجموع قيم الصف الثالث أو قيم العمود الثالث (أى منهما و ليس كليهما) لا بد أن يكون ٦٢ أو ٧٢ على الترتيب .

و بذلك تكون درجات الحرية = عدد الخانات-عدد القيود=٩-٥=٤ ،و بالتالى نجد أن درجات الحرية =٤ و معنى ذلك أننا نملك الحرية فى اختيار أربعة قيم (أية أربعة من القيم) من قيم الخلايا التسعة أم الخمس الباقون فتحديدهم حتمى ، و هذا يساعدنا فى تعميم نتائجنا على عينات مشابهة لأننا نملك الحرية فى الاختلاف .

و هناك قاعدة عامة لتحديد عدد درجات الحرية فى إحصاءة كا[٢] دون أن نحتاج إلى معرفة عدد القيود و عدد الخانات و هى:

درجات الحرية فى إحصاءة كا[٢] = (عدد الصفوف-١)×(عدد الأعمدة-١) ..... (٢-٨)

تدريب
فكر فى سبب كون درجات الحرية:
لمعامل الارتباط=عدد أفراد العينة -٢ .

ب-**مستوى الدلالة** *: هى عبارة عن قيمة احتمالية (أى قيمة يبدأ من الصفر و حتى الواحد الصحيح ، و فى الغالب يكون كسر) و هو أيضاً يقابل نسبة مئوية و هو يعكس

* يسمى أحيانا مستوى الثقة أو حدود الثقة .

درجة الشك في صحة النتيجة المتحصل عليها ، فمثلاً لو كان المستوى (٠,١) أى ١٠ ٪ يعني ذلك أنني لو كررت التجربة ١٠٠ مرة سأحصل على ٩٠ مرة نتيجة صحيحة و موثوق فيها و سيصل شكي في صحة النتيجة ١٠ مرات و هذه القيمة الاحتمالية يتم اختيارها من جانب الباحث ، والاختيار لن يكون اعتباطاً فاختيار أى قيمة احتمالية له ثمنه . فاذا اخترنا مستوى أقل من الشك (٠,٠١) مثلاً (و بالتالى زدنا من درجة الثقة فى صحة النتيجة) نكون بذلك زودنا(القيمة الحرجة) التى من المفروض أن يصل إليها أو يتعداها قيمة القياس الاحصائى المستخدم فى معالجة النتائج (و العكس صحيح) . لذلك فهى معادلة صعبة ، ففى البحوث النفسية و التربوية فان أشهر مستويين للدلالة هما (٠,٠١)، (٠,٠٥)، و بالتالى فلن يتم قبول أى مستوى من الدلالة أقل من (٠,٠٥)(و هنا نعنى بكلمة أقل هى درجة الثقة و ليس درجة الشك) ، فمستوى الدلالة(٠,١) غير مقبول على الإطلاق ، أما مستوى الدلالة (٠,٠٠١) و الذى يقابل نسبة من الثقة قدرها ٩٩,٩ ٪ فالوصول إليه صعب جداً فى البحوث النفسية و التربوية . و لكن أى مستوى دلالة أختار ٠,٠٥ أم ٠,٠١ ؟ ، فى الواقع ان اختيار أى من هذين المستويين له عواقبه كما سبق و أوضحنا لأن اختيار المستوى مرتبط بالقيمة الحرجة ، فاذا اخترنا مستوى ٠,٠١ ستكون القيمة الحرجة أكبر مما لو استخدمنا ٠,٠٥ ، و على ذلك يفضل بالنسبة للباحثين بل و يجب البدء بالمستوى الأقوى(٠,٠١) فإذا كانت نتائجنا دالة أى إذا ساوت القيمة المحسوبة أو تعدت القيمة الحرجة فاننا فى هذه اللحظة لسنا فى حاجة الى المستوى الاخر(٠,٠٥) . و لكن اذا كانت النتائج غير دالة فى هذه اللحظة نلجأ الى المستوى الاخر(٠,٠٥ الأقل فى الثقة) .

ملاحظة

أى نتيجة دالة عند مستوى ٠,٠١ تكون تلقائياً دالة عند مستوى ٠,٠٥ و العكس ليس دائما صحيح فالنتيجة الدالة عند مستوى ٠,٠٥ قد تكون دالة عند مستوى ٠,٠١ و قد لا تكون .

و هناك مستويات دلالة عديدة كالتالى :

مستوى الدلالة (٠,٠٠١): هذا المستوى يعنى أن درجة ثقتى فى صحة النتيجة التى أحصل عليها تساوى ٠,٩٩٩ أى ٩٩,٩ ٪ ، و درجة شكي في صحة النتيجة تصل إلى ٠,١ ٪ .

مستوى الدلالة (٠,٠١) : هذا المستوى يعنى أن درجة ثقتى فى صحة النتيجة التى أحصل عليها تساوى ٠,٩٩ أى ٩٩ ٪ ، و درجة شكى فى صحة النتيجة تصل إلى ١٪ .

مستوى الدلالة (٠,٠٥) : هذا المستوى يعنى أن درجة ثقتى فى صحة النتيجة التى أحصل عليها تساوى ٠,٩٥ أى ٩٥ ٪ ، و درجة شكى فى صحة النتيجة تصل إلى ٥٪ .

مستوى الدلالة (٠,١) : هذا المستوى يعنى أن درجة ثقتى فى صحة النتيجة التى أحصل عليها تساوى ٠,٩٠ أى ٩٠ ٪ ، و درجة شكى فى صحة النتيجة تصل إلى ١٠٪

و بالتالى فان القيمة الحرجة المقابلة لمستوى دلالة (٠,١) مثلاً تختلف عن القيمة الحرجة المقابلة لمستوى دلالة (٠,٠٥) عند نفس درجة الحرية .

جـ- دلالة الطرف الواحد و دلالة الطرفين

و هو العامل الثالث الذى يؤثر فى القيمة الحرجة حيث يتم البحث عن القيمة الحرجة القابلة لدرجة حرية معينة و مستوى دلالة معين فى ضوء تصنيفين مهمين هما دلالة الطرف الواحد و دلالة الطرفين ، و الطرف الواحد سمى بذلك لأن منطقة رفض الفرض الصفرى تكون فى طرف واحد فى المنحنى الخاص بتوزيع الاختبار الاحصائى سواء عند اليمين (إذا كانت القيمة المحسوبة موجبة) ، أو إلى اليسار (إذا كانت القيمه المحسوبة سالبة) ، أما الطرفان فسمى بذلك لأن منطقة رفض الفرض الصفرى تكون فى طرفي المنخنى الخاص بتوزيع المقياس بغض النظر عن إشارة القيمة المحسوبة.

و فى هذا الصدد يوضح *(Cohen,1988,2)* التمييز بىن الطرف الواحد و الطرفين بالقول أنه :لو صغنا الفرض كالتالى: الظاهرة تحدث لو كان *(A)* الأصل االكلى الاول ،و *(B)* الأصل الكلى الثانى مختلفان بغض النظر عن اتجاه الفرق لصالح أى أصل هنا تكون الدلالة الإحصائية فى طرفين أو ذيلين .أما لو صغنا الفرض التالى : الظاهرة تحدث لو

كان (A) و (B) مختلفان في الاتجاه B< A أو العكس هنا تكون الدلالة الاحصائية فى طرف واحد على اليمين أو اليسار .

و اختيار دلالة الطرف الواحد أو دلالة الطرفين يعتمد على صياغة الفرض البحثى ، فإذا كان الفرض البحثى فرضاً بديلاً موجهاً نختار دلالة الطرف الواحد ، أما إذا كان الفرض البحثى فرضاً بديلاً غير موجه أو فرضاً صفرياً نختار دلالة الطرفين .

ملاحظة

هناك مقاييس لا يمكننا أن نصيغ الفروض المتعلقة بها صياغة موجهة حيث أن صياغة الفروض التابعة لهذه المقاييس لابد أن تكون غير موجهة دائماً مما لا يجعل هناك حاجة إلى التمييز بين الطرف الواحد و الطرفين و من أمثلة هذه المقاييس مربع كا و اختبار ف ، و يؤيد ذلك (Cohen,1988,4) الذى أشار إلى أن المقاييس الإحصائية التى تهتم بإجراء مقارنات بين أكثر من عينتين تكون الفروض المتعلقة بها غير موجهة ، و من ثم فلا يوجد تمييز بين الطرف الواحد و الطرفين فهو طرف وحيد .

٢-٥: من أين أحصل على هذه القيمة الحرجة ؟

يتم الحصول على القيم الحرجة من جداول مخصصة لذلك تسمى الجداول الإحصائية *Statistical Tables* ، فبعض المقاييس الإحصائية المهمة فى اتخاذ القرارات(مثل معامل الارتباط –النسبة الحرجة –اختبار ت –اختبار ف– مربعا كا ، و غيرها من المقاييس الإحصائية الأخرى) لها جداولها الإحصائية الخاصة بها و التى تحتوى على قيم حرجة تفصل بين منطقة قبول الفرض الصفرى و منطقة رفضه.

و فى هذا الصدد يعرف (Kim,1992,116) المنطقة الحرجة *Critical Region* بأنها مجموعة من القيم و التى يتم فيها قبول الفرض البديل(أى رفض الفرض الصفرى).

و هى المنطقة المظللة في الأشكال التى ستعرض فى الصفحات القليلة التالية .

و يتم استخراج القيمة الحرجة المطلوبة فى ضوء أى من العوامل السابقة مجتمعة أو منفردة (درجات الحرية –مستوى الدلالة –دلالة الطرف أو الطرفين)،فمثلاً الجدول الإحصائى الخاص بتوزيع (ذ) كما سبق و أوضحنا لا يتم فيه مراعاة درجات الحرية

لان(ن=١) فى هذا التوزيع ، و سيتم عرض كل جدول إحصائى من هذه الجداول عند شرح المقياس الإحصائى المرتبط به فى الفصول التالية .

و لتوضيح مدى تأثر القيمة الحرجة بكل من درجات الحرية و مستوى الدلالة و دلالة الطرف و الطرفين(مجتمعة أو منفردة) ، نعرض بعض القيم الحرجة المستخلصة من ثلاثة جداول إحصائية على سبيل المثال الأول خاص بتوزيع ت (الذى تتأثر قيمه الحرجة بالثلاث عوامل السابقة مجتمعة)،، و الثانى خاص بتوزيع ذ الخاص بالمنحنى الاعتدالى (الذى لا يتأثر بدرجات الحرية و لكنه يتأثر بمستوى الدلالة أو دلالة الطرف و الطرفين)، و الثالث خاص بتوزيع كا٢ (الذى يتأثر بكل من درجات الحرية و مستوى الدلالة فقط) كما يلى:

القيم الحرجة لتوزيع "ت" عند درجات الحرية و مستويات الدلالة المبينة فى الجدول لدلالة الطرف الواحد و دلالة الطرفين

	دلالة الطرف الواحد			دلالة الطرفين		
مستوى الدلالة / درجات الحرية	٠,١	٠,٠٥	٠,٠١	٠,١	٠,٠٥	٠,٠١
١٨	١,٣٣٠	١,٧٣٤	٢,٥٥٢	١,٧٣٤	٢,١٠١	٢,٨٧٨
١٩	١,٣٢٨	١,٧٢٩	٢,٥٣٩	١,٧٢٩	٢,٠٩٣	٢,٨٦١
٢٠	١,٣٢٥	١,٧٢٥	٢,٥٢٨	١,٧٢٥	٢,٠٨٦	٢,٨٤٥
٢١	١,٣٢٣	١,٧٢١	٢,٥١٨	١,٧٢١	٢,٠٨٠٢	٢,٨٣١

القيم الحرجة لتوزيع "ذ" عند مستويات الدلالة المبينة فى الجدول لدلالة الطرف الواحد و دلالة الطرفين

	دلالة الطرف الواحد			دلالة الطرفين		
مستوى الدلالة / درجات الحرية	٠,١	٠,٠٥	٠,٠١	٠,١	٠,٠٥	٠,٠١
القيمة الحرجة	١,٢٩	١,٦٥	٢,٣٣	١,٦٥	١,٩٦	٢,٥٨

القيم الحرجة لتوزيع "كا^٢" عند درجات الحرية و مستويات الدلالة المبينة فى الجدول

مستوى الثقة / درجات الحرية	٠,١	٠,٠٥	٠,٠١
١٨	٢٥,٩٩	٢٨,٨٧	٣٤,٨٠
١٩	٢٧,٢٠	٣٠,١٤	٣٦,١٩
٢٠	٢٨,٤١	٣١,٤١	٣٧,٥٧
٢١	٢٩,٦٢	١٢,٦٧	٣٨,٩٣

ملاحظة وتدريب

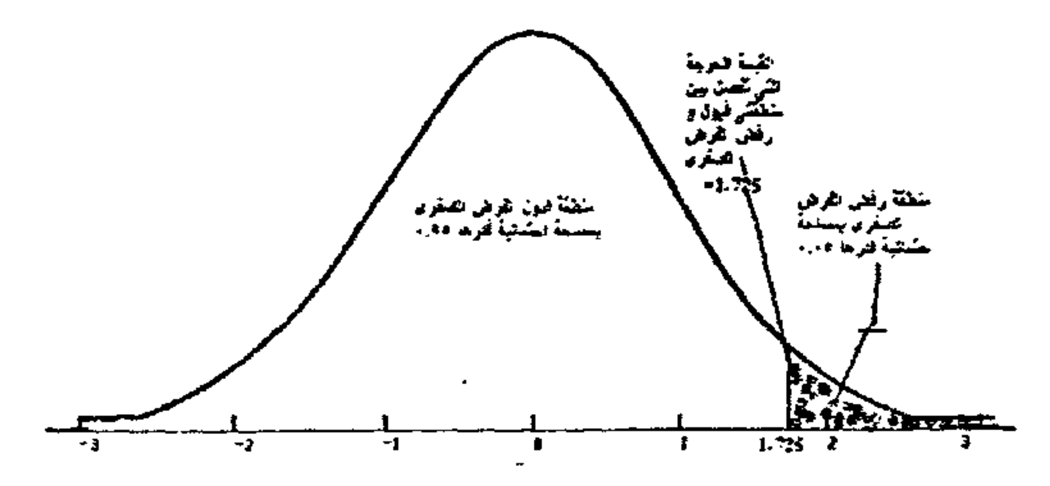
يلاحظ من الجداول السابقة أن القيمة الحرجة الخاصة بتوزيع ت تتأثر بثلاثة عوامل (ما هى؟)، و القيمة الحرجة الخاصة بتوزيع ذ تتأثر بعاملين(ما هما ؟) . و القيمة الحرجة الخاصة بتوزيع كا^٢ تتأثر بعاملين (ما هما؟) .

و يمكن توضيح بالشكل الهندسى التالى كيفية قيام القيم الحرجة بالفصل بين منطقتين: منطقة قبول الفرض الصفرى و منطقة رفض الفرض الصفرى فى حالة تأثرها ببعض هذه العوامل مجتمعة أو منفردة (درجات الحرية- مستوى الدلالة-دلالة الطرف مقابل دلالة الطرفين) كالتالى.

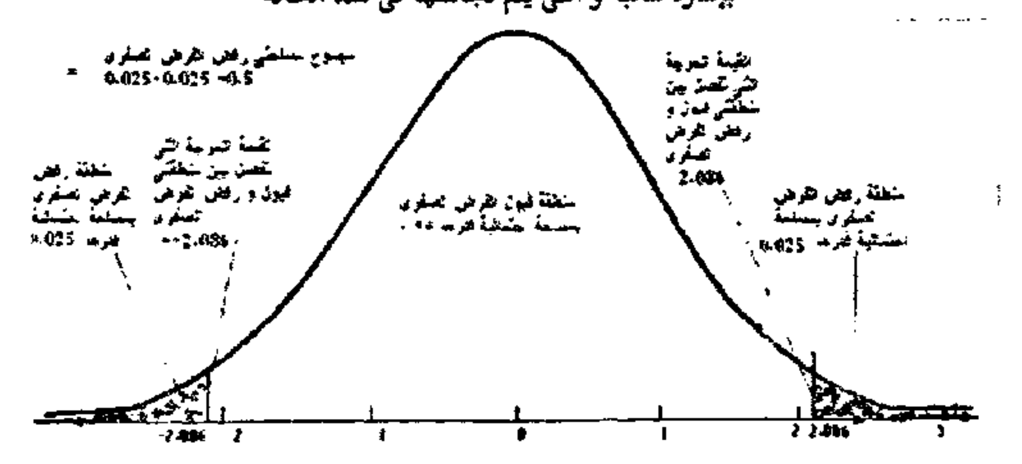
(١): **توزيع(ت)** : أشكال هندسية متتالية لتوزيع ت تبين القيم الحرجة التى تفصل بين قبول و رفض الفرض الصفرى عند درجة حرية (٢٠) ، و لمستويي ثقة (٠,٠٥)،(٠,٠١) لدلالة الطرف الواحد و دلالة الطرفين :

ملاحظة

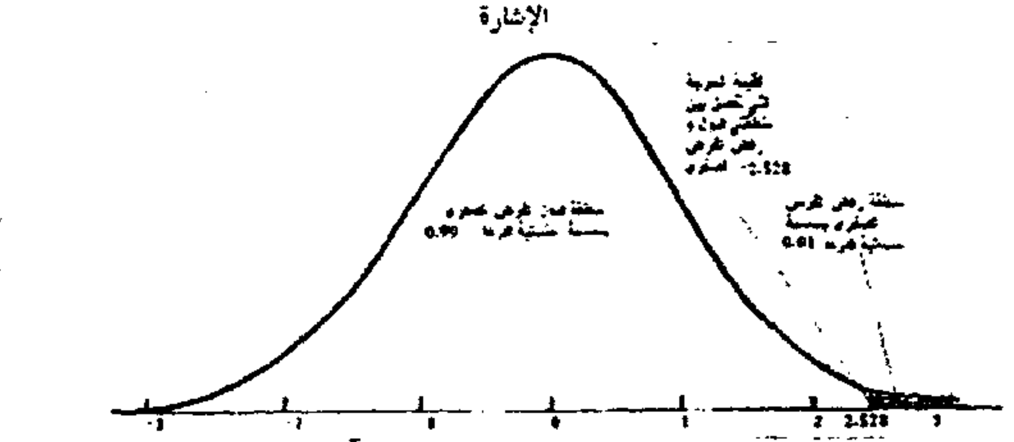
يلاحظ تشابه منحنى توزيع ت ، مع منحنى توزيع ذ (المنحنى الاعتدالى) إلى حد تطابق المنحنين و تماثلهما فى حالة زيادة عدد بيانات العينة ، و بالتالى تتساوى القيم الحرجة للتوزيعين تقريباً مع زيادة حجم العينة



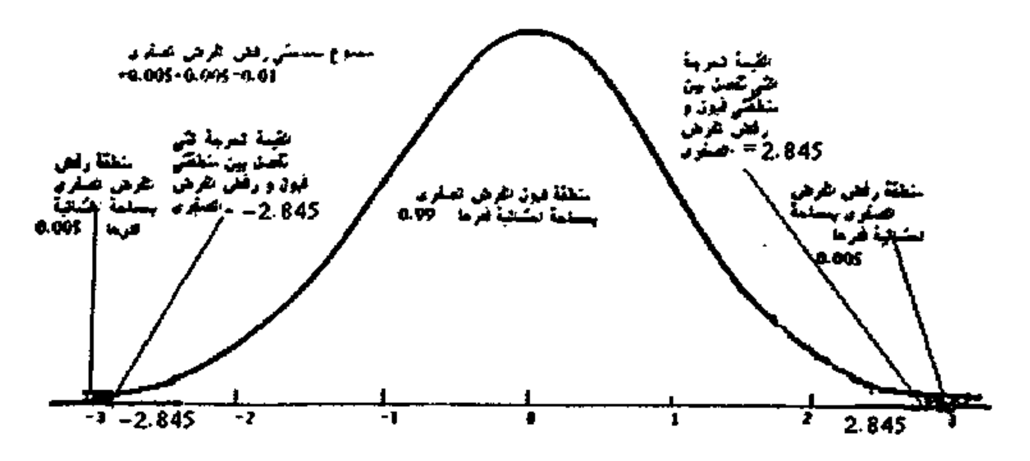
القيمة الحرجة(توزيع ت) لمستوى٠,٠٥ لدلالة الطرف الواحد(أيمن). و عند درجات حرية (٢٠) = ١,٧٢٥و يمكن أن تكون القيمة الحرجة في الطرف الأيسر بنفس المساحة الاحتمالية و نفس القيمة و لكن بإشارة سالبة و التى يتم تجاهلها فى هذه الحالة



القيمة الحرجة(توزيع ت) لمستوى٠,٠٥ لدلالة الطرفين، و عند درجة حرية (٢٠) = ٢,٠٨٦و يتم إهمال الإشارة

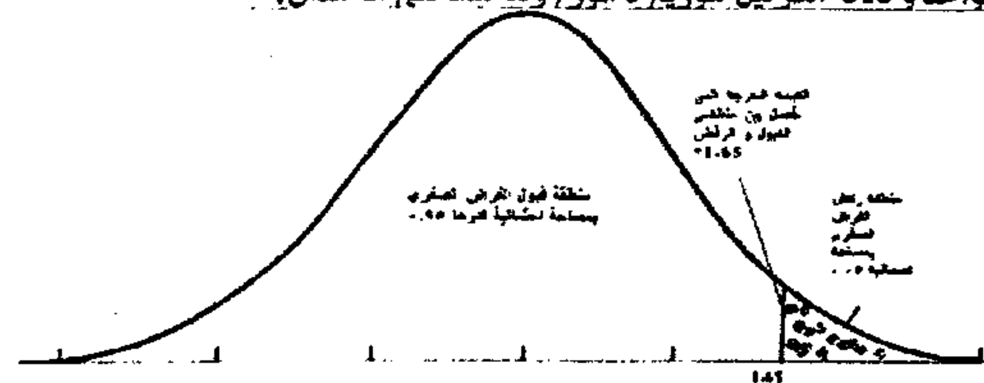


القيمة الحرجة(توزيع ت) لمستوى٠,٠١ لدلالة الطرف الواحد(أيمن)، و عند درجات حرية (٢٠) = ٢,٥٢٨و يمكن أن تكون القيمة الحرجة في الطرف الأيسر بنفس المساحة الاحتمالية و نفس القيمة و لكن بإشارة سالبة و التى يتم تجاهلها فى هذه الحالة

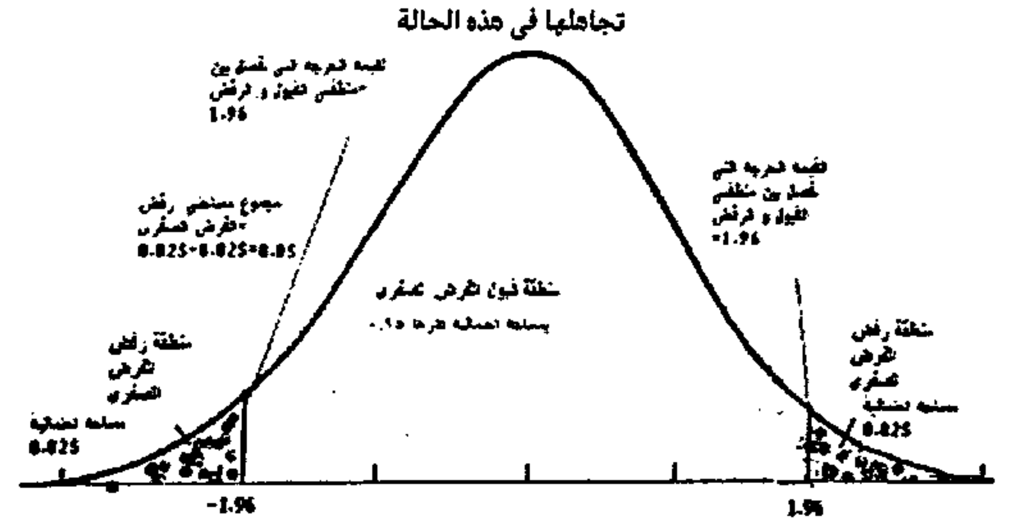


القيمة الحرجة(توزيع ت) لمستوى٠,٠١ لدلالة الطرفين، و عند درجة حرية (٢٠) = ٢,٨٤٥و يتم إهمال الإشارة

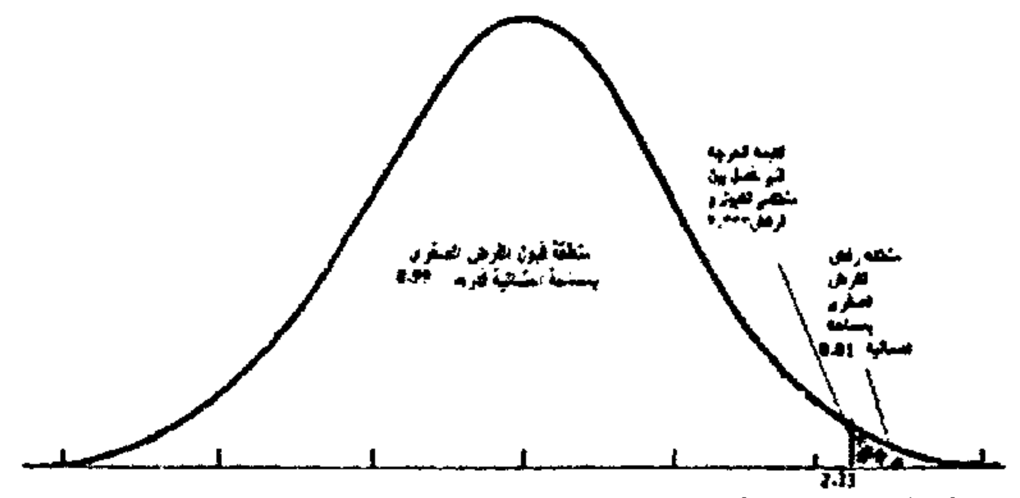
(٢) :توزيع (ذ) : أشكال هندسية تبين القيم الحرجة التي تفصل بين قبول الفرض الصفرى و رفض الفرض الصفرى عند مستويبي دلالة (٠,٠٥) ،(٠,٠١) لدلالة الطرف الواحد و دلالة الطرفين لتوزيع ذ الموزع وفقاً للمنحنى الاعتدالى:



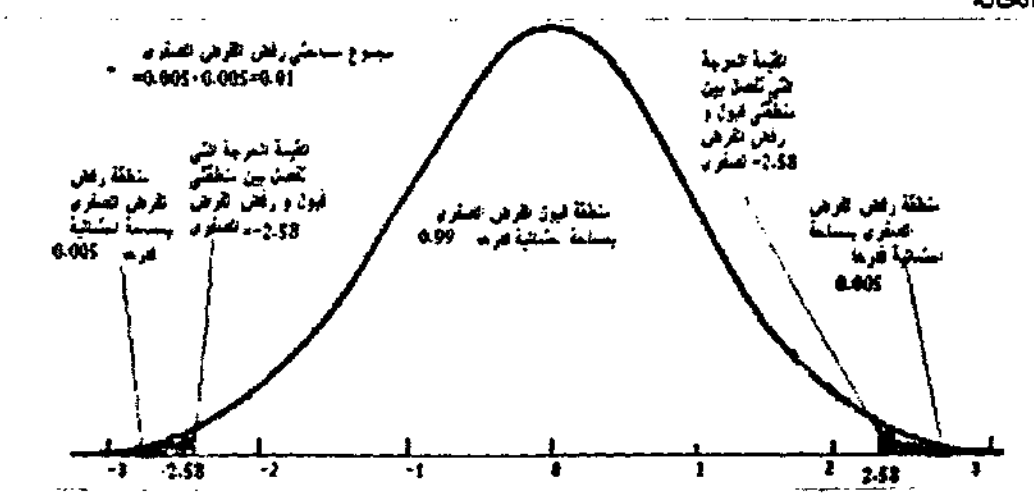
القيمة الحرجة(توزيع ذ) لمستوى٠,٠٥ لدلالة الطرف الواحد(أيمن) =١,٦٥، و يمكن أن تكون القيمة الحرجة في الطرف الأيسر بنفس المساحة الاحتمالية و نفس القيمة و لكن بإشارة سالبة و التي يتم تجاهلها في هذه الحالة



القيمة الحرجة(توزيع ذ) لمستوى٠,٠٥ لدلالة الطرفين=١,٩٦ و يتم إهمال الإشارة

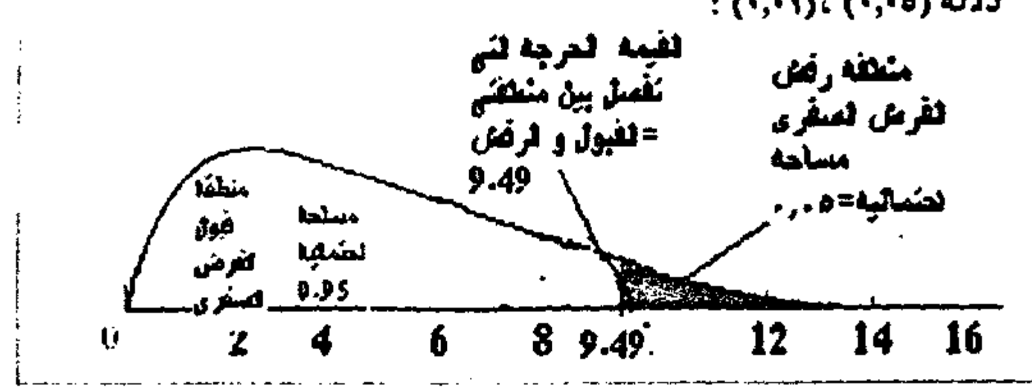


القيمة الحرجة(توزيع ذ) لمستوى٠,٠١ لدلالة الطرف الواحد =٢,٣٣ ، و يمكن أن تكون القيمة الحرجة فو الطرف الأيسر بنفس المساحة الاحتمالية و نفس القيمة و لكن بإشارة سالبة و التي يتم تجاهلها في هذ الحالة

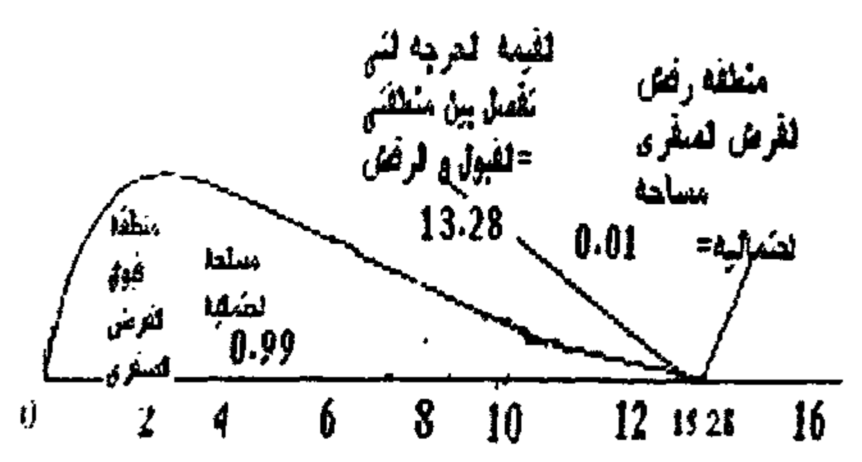


القيمة الحرجة(توزيع ذ) لمستوى٠,٠١ لدلالة الطرفين=٢,٥٨ و يتم إهمال الإشارة

(٣) : **توزيع (كا^{٢})** : شكلان هندسيان يبينان القيمتين الحرجتين اللتين تفصلان بين قبول الفرض الصفرى و رفض الفرض الصفرى عند درجة حرية (٤) ، و مستويي دلالة (٠,٠٥) ،(٠,٠١) :



القيمة الحرجة(توزيع كا^{٢}) لمستوى٠,٠٥ عند درجة حرية (٤)=٩,٤٩



القيمة الحرجة(توزيع كا٢) لمستوى٠,٠١ عند درجة حرية (٤)=١٣,٢٨، و يلاحظ الصغر الشديد لمنطقة رفض الفرض الصفرى عند مستوى ٠,٠١ .

• لماذا اخترت الفرض الإحصائى الصفرى و لم أختار الفرض الإحصائى البديل لاختبار صحة الفروض البحثية ؟

فى الواقع لقد استثار هذه السؤال المتخصصين و المهتمين بالإحصاء و لقد أجاب على هذا السؤال كل من (فؤاد أبو حطب ، آمال صادق، ١٩٩١ ،٣٣٦-٣٤١)، (صلاح الدين محمود علام ، ٢٠٠٤ ، ٩٦-٩٧) و أكتفى بتقديم كل منهم لإجابتين متشابهتين

الإجابة الأولى

يشير كل من (فؤاد أبو حطب ، آمال صادق، ١٩٩١، ٣٣٦- ٣٣٧) إلى أحد الأسباب التى تدعو إلى الاعتماد على الفرض الإحصائى الصفرى عند اختبار صحة الفروض البحثية بقولهما :

إذا أراد الباحث استخدام استراتيجية الفرض البديل فى الاختبار الإحصائى فانه يقع فى حيرة حقيقية لأنه لايعلم قيمة بارامتر الأصل (المسحوبة منه العينة الخاضعة للدراسة) ، بينما فى الفرض الصفرى يعلم قيمته (حين يفترض أن الإحصاءة المحسوبة تساوى بارامتر الأصل أى(م = م فى حالة المتوسط) ، و لهذا فلا مناص أمامه من أن يكون اختباره للفرض البديل على نحو غير مباشر ، بينما الاستراتيجية المباشرة فى اختبار الفروض تعتمد على الفرض الصفرى فإذا ثبتت صحته يرفض الباحث الفرض البديل ، أما إذا لم تثبت صحة الفرض الصفرى فانه يقبل عندئذ الفرض البديل ، أى أننا نختبر الفرض البديل بطريقة غير مباشرة من خلال اختبارنا المباشر للفرض الصفرى ......فإذا أراد أحد الباحثين إثبات أن جميع الغربان سوداء فان هذا يعتبر فرض بديل يمكن صياغته كالتالى:جميع الغربان سوداء، أما الفرض الصفرى فيمكن صياغته كالتالى: جميع الغربان ليست سوداء ،و هكذا فإن الفرض الصفرى يقرر أنه لو وجد غراب واحد فقط ليس أسود فإن الفرض البديل لا يكون صحيحاً، فإذا حاول الباحث اختبار الفرض البديل مباشرة فانه حتى لو لاحظ مئات بل آلاف الغربان و كانت جميعها سوداء فان ذلك لا يثبت هذا الفرض البديل(أى جميع الغربان سوداء) لأنه لو

استمر في البحث و الملاحظة فربما يكتشف غراباً واحداً غير أسود يؤدي إلى دحض فرضه البديل كله ، و هكذا فان دليل سلبي واحد يكفي لرفض الفرض البديل بينما آلاف الأدلة الموجبة لا تدعمه .

و لقد قدم (صلاح الدين محمود علام ، ٢٠٠٤، ٩٦) إجابة مشابهة للإجابة السابقة(من بين الإجابات العديدة التي قدمها) و هذه الإجابة هي:

التحقق من خطأ قضية يصوغها الفرض يكون أيسر من التحقق من صحة هذه القضية ، ..دعنا نفترض أن جميع كتب مناهج البحث تشتمل على فصل يتناول موضوع المعاينات ، إذا فحصنا أحد هذه الكتب ووجدنا أنه يشتمل على مثل هذا الفصل . فإننا بذلك لا نكون قد برهنا على صحة هذا الفرض ، و إنما نكون قد توصلنا إلى أحد الأدلة التي تؤيده ، و لكن إذا وجدنا أن كتاباً في مناهج البحث لم يشتمل على هذا الموضوع فان الفرض يصبح مرفوضاً ، و بعبارة أخرى كتاب واحد يكفي لرفض الفرض ، و لكن آلاف الكتب لا تكفي للبرهنة عليه أو تأييده تأييداً كاملاً لأنه ربما يكون هناك واحدٌ من هذه الكتب لا يشتمل على موضوع المعاينات .

الإجابة الثانية :

كما يقدم (فؤاد أبو حطب ، آمال صادق، ١٩٩١، ٣٣٩) سبب آخر يدعو إلى الاعتماد على الفرض الإحصائي الصفري عند اختبار صحة الفروض البحثية بقولهما :

الفرض الصفري يزودنا بنقطة بداية ملائمة لأي اختبار إحصائي ، ففي حالة الفرض البديل و الذي يكون فيه (م ≠ م) (أي متوسط العينة الخاضعة للدراسة لايتساوى مع متوسط الأصل المسحوبة منه هذه العينة) .أي فرض سوف نختبر ؟ إن الباحث لا شك لا يكون لديه فرض إحصائي محدد في ذهنه لاختباره ، و بدون ذلك لا يمكن له أن تصور أن توزيع مفترض للعينات ، أما في حالة الفرض الصفري (حيث م = م ، أو م – م =صفر) ، فانه حينئذ يصبح لديه نقطة بداية لتصور توزيع العينات على أساس إحصاءة العينة يعتمد عليها في اختبار هذا الفرض الصفري. و من نتائج عملية الاختبار الإحصائي هذه يتوصل الباحث إلى قبول هذا الفرض أو رفضه .

و يسير(صلاح الدين محمود علام ، ٢٠٠٤، ٩٧) في نفس اتجاه السبب الأخير عندما ذكر في مؤلفه:

التحقق من صحة الفرض الصفري يستند إلى نموذج احتمالي ، أي أن نموذج احتمالي . أي أن القرارات المتعلقة بالفروض تكون في عبارات احتمالية ، فنقول مثلا احتمال أن يكون الفرض صحيحا ٠,٩٠ .

٢-٨: ما هي العلاقة بين مستويات الدلالة و القرارات الإحصائية ؟:

لكي ندرك العلاقة بين مستويات الدلالة و القرارات الإحصائية يكون من المناسب ذكر المثالين التاليين :

المثال الأول : صمم باحث برنامجاً تدريبياً ما و أراد معرفة فاعليته فى تنمية القدرة على حل المشكلات لدى عينة من المفحوصين ،و صاغ فرضاً بحثياً مضمونه أن البرنامج التدريبى ينمى القدرة على حل المشكلات ، و لكى يتحقق من صحة فرضه قام بتطبيق اختبار القدرة على حل المشكلات على مجموعة المفحوصين (اختبار قبلى) ثم قام بتطبيق البرنامج التدريبى عليهم و قام بعد ذلك بتطبيق اختبار القدرة على حل المشكلات على مجموعة المفحوصين (اختبار بعدى) و رصد بياناته و قام بمعالجتها بالأسلوب الإحصائى المناسب و ليكن (اختبار ت) ووجد أن قيمة " ت" =١,٧ ،و هنا يكون الفيصل الذى يحكم على صحة الفرض البحثى المصاغ من عدمه هو القيمة الحرجة ل" ت" التى يتم إيجادها من الجدول ، فإذا ساوت القيمة المحسوبة (١,٧) القيمة الجدولية أو زادت عليها فى هذه الحالة سنرفض الفرض الصفرى و بذلك يكون الفرض المصاغ صحيحاً و من ثم يكون البرنامج فعالاً .

و لكن القيمة الحرجة الخاصة بـ"ت" يتم استخلاصها فى ضوء ٣عوامل هى:

•درجة الحرية و هى تساوى فى هذا الفرض "٢٥" مثلاً .(و هو إجبارى بالنسبة للباحث و لا يمكن أن نغيره إلا إذا أعاد التجربة مرة أخرى على عينة عدد بياناتها مختلف .

•دلالة الطرف مقابل دلالة الطرفين و هنا يتم البحث فى ضوء دلالة الطرف الواحد لان الفرض بديل موجه " و هذا أيضاً لا يمكن التحكم فيه لأنه مرتبط باتجاه الفرض الذى صاغه من البداية "، وفى هذا الصدد قد يقول قائل أنه يمكن أن يغير الباحث صياغة فرضه ليكون فى اتجاه واحد بدلاً من اتجاهين أو العكس لكى يغير القيمة الحرجة و يصل الى نتيجة تحقق رغبته الذاتية ، فمثلاً ربما يجد باحث أن قيمة (ت=٣,٢) غير دالة عند دلالة الطرفين فيغير صياغة فرضه من صياغة غير موجهة إلى صياغة موجهة لكى يحول الدلالة من طرفين إلى طرف واحد و لحظتها ستقل القيمة الحرجة و تصبح "ت" دالة ، فهل ذلك يجوز علمياً ، يرد على هذا الموقف العلمى كل من

(محمد أبو يوسف ، ١٩٨٩ ، ١٧٨) الذى قال أن *"عند تناول أى مشكلة علمية علينا أن نفكر جيداً قبل أن نحدد ما إذا كانت تتطلب اختباراً ذا جانب"طرف واحد" ،أو جانبين" طرفين" تحسباً الوقوع فى خطأ فى عملية الاستدلال و هذا الحذر ينبغى أن يتقرر عند تصميم التجربة و قبل جمع البيانات و حسب التساؤل الذى تطرحه المشكلة "*

، و (فؤاد أبو حطب، امال صادق ، ١٩٩١ ، ٣٥١) الذان قالا أن : *" علينا ان ننبه على أن وقت القرار حول طبيعة الفرض البديل هو فى بداية البحث و قبل جمع البيانات ، و أخطر ما يمكن أن يقع فيه الباحث من أخطاء أن يجمع بياناته ثم يحدد مساحة الرفض (المساحة الصغرى) فى أحد طرفى التوزيع دون الاخر فى ضوء هذه البيانات التى حصل عليها بالفعل ، انه لو سار فى هذا الاتجاه الخاطئ و اختار مستوى الدلالة ٠,٠٥ مثلاً فانه فى الواقع يقوم باختيار دلالة الطرفين عند مستوى ٠,٠١ ، كما لا يجب على الباحث أن يوقع نفسه فى مصيدة اختبار دلالة الطرف الواحد فى الاتجاه الذى يعتقد أن نتائجه يجب أن تكون فيه ثم يتحول إلى دلالة الطرفين إذا أظهرت بياناته الاتجاه العكسى ، انه لو سار على هذا النحو و استخدم مستوى دلالة ٠,٠٥ فإن ذلك فى الواقع هواختبار دلالة الطرفين عند مستوى ٠,٠٧٥ بمساحة مقدارها ٠,٠٥ عند أحد الطرفين ، ٠,٠٢٥ عند الطرف الاخر حيث المساحة الأكبر تقع فى الاتجاه الذى يحدد تحيز الباحث ، و على ذلك فمن المهم للباحث أن يحدد مقدماً ماذا يريد من فرضه التجريبى الموجه و بالتالى من فرضه الاحصائى البديل ، فالأمر ليس مغامرة إحصائية غير محسوبة .*

ملاحظة

القيمة الحرجة عند درجة حرية معين لدلالة الطرف الواحد و مستوى دلالة معين هى نفس القيمة الحرجة المقابلة لنفس درجة الحرية لدلالة الطرفين و لكن عند ضعف مستوى الدلالة ، فمثلاً القيمة الحرجة المقابلة لدرجة حرية ١٨ و لدلالة للطرف الواحد و مستوى دلالة (٠,٠٥) هى نفس القيمة الحرجة المقابلة لنفس درجة الحرية (١٨) و مستوى دلالة (للطرفين) قدره(٢×٠,٠٥ =٠,١) =٠,٧٣٤

• مستوى الدلالة : و هو العامل الوحيد الذى يمكن للباحث أن يتحكم فيه و لكن للأسف السلطة التى اكتسبها الباحث لاختيار أى مستوى دلالة قد توقعه فى أخطاء ،و سيتضح ذلك عندما نكمل حديثنا و نقول أن الباحث قام اختيار القيمة الحرجة الثانية عند درجات حرية ٢٥ و دلالة الطرف الواحد و اختار مستوى دلالة ٠,٠١ فوجد القيمة

الحرجة التائية =٢,٤٨٥ ، و هذا يعنى أن برنامجه غير فعال لان القيمة المحسوبة أقل من القيمة الجدولية ، و لكن الباحث لم يستسلم لهذه النتيجة نظراً لرغبته الداخلية فى أن يكون برنامجه فعالاً فاختاراً مستوى دلالة متسامحاً *Liberal* و هو ٠,٠٥ فوجد القيمة الحرجة التائية =١,٧٠٨ ، و لكن أيضاً ما زالت نتيجة بحثه تشير إلى عدم دلالة ت بما يعنى أن برنامجه غير فعال ، و لذلك و تحت رغبته فى وجود تـأثير فعال لبرنامجه أختار مستوى دلالة أكثر تسامحاً و هو ٠,١ فجد أن القيمة الحرجة التائية =١,٣١٦ و هذه النتيجة تعنى أن القيمة المحسوبة(١,٥٢) أكبر من القيمة الجدولية (١,٣١٦) بما يعنى وجود فعالية لبرنامجه (و بالتالى رفض الفرض الصفرى).و قرر فى بحثه أن البرنامج التدريبى الذى صممه يسهم فى تنمية القدرة على حل المشكلات و لكن بمرور الوقت تم اكتشاف ضعف البرنامج و عدم تأثيره فى القدرة على حل المشكلات (صحة الفرض الصفرى)، و بالتالى يكون الباحث اتخذ قراراً إحصائياً خاطئاً برفض فرض صفرى صحيح ، و يسمى هذا الخطأ بأنه خطأ من النوع الأول *Type 1 Error* .

المثال الثانى : قام باحث بصياغة فرض بحثى مضمونه: لا يوجد علاقة بين الذكاء الأخلاقى و التحصيل الدراسى لدى تلاميذ الصف الرابع الابتدائى ، و للتحقق من صحة فرضه اختار مستوى دلالة ٠,٠٥ فوجد أن هناك علاقة دالة بين المتغيرين ، فاختار مستوى دلالة متشدد *Stringent* و هو مستوى ٠,٠١ فوجد أن معامل الارتباط ما زال دالاً و نظراً لان الباحث لديه رغبة فى أن يكون الفرض الذى صاغه صحيح اختار مستوى دلالة أكثر تشدداً و هو مستوى٠,٠٠١ فى هذه الحالة وجد أن معامل الارتباط غير دال (قيمة الارتباط المحسوبة أقل من قيمة الارتباط الجدولية" " و بالتالى قرر الباحث قبول الفرض الصفرى و لكن العلاقة السيكولوجية بين المتغيرين أثبتت وجود علاقة دالة و بالتالى فان العلاقة بين المتغيرين فى الواقع قوية " أى رفض الفرض الصفرى" ، هنا يكون قد ارتكب الباحث خطأ آخر و هو قبول فرض صفرى خاطئ ، ويسمى هذا الخطأ خطأ من النوع الثانى *Type 2 Error* .

و فى هذا الصدد يشير (زكر يا الشربينى،٢٠٠١، ٦١) إلى أنه من الطبيعى أن أى باحث لا يعرف ما إذا كان قد وقع فى أحد نوعى الخطأ أم لا ، لأن تحديد و معرفة الوقوع فى الخطأ يتم عندما يدرس المجتمع الأصل ككل ، و الباحث لو كان يعرف الحقيقة أساساً لما قام باختبار الفرض الصفرى...، وأن احتمال تعرض الباحثين لهذين النوعين من الخطأ يجعل من الصعب بل من المستحيل معرفة الحقيقة من نتائج البحث ، و هذا يعطى شرعية لإعادة البحوث من قبل باحثين آخرين .

و هذان الخطآن يعتبران قراران خاطئان و هناك قراران آخران و لكن صحيحان يمكن أن يتخذهما الباحث و بالتالى فى اختيار الباحث لمستوى الدلالة ينتج عنه ٤ قرارات يمكن توضيحها كالتالى:

١) القرار الأول(قرار خاطئ " خطأ من النوع الأول" *"Type 1 Error"* أو α) : رفض الفرض الصفرى و لكن الفرض الصفرى صحيح ، و نعنى بذلك أن الباحث توصل فى نتيجة بحثه إلى رفض الفرض الصفرى ، بالرغم من أن الفرض الصفرى فى الواقع صحيح .

و الرمز α يعبر عن مستوى الدلالة الإحصائية الذى نختاره فإذا اخترنا α=٠,٠٥ فان القرار الصحيح =٠,٩٥ ، و إذا اخترنا α=٠,١ فان القرار الصحيح=٠,٩ و هكذا .

مثال :توصل الباحث فى نتيجة بحثه إلى أن برنامج تدريبى يعتمد على الذكاءات المتعددة يسهم فى تنمية القدرة على حل المشكلات (رفض الفرض الصفرى) ، و لكن الواقع الحقيقى يشير إلى أن هذا البرنامج يعد ضعيفاً و غير فعال (فرض صفرى صحيح) ، و بالتالى يكون القرار الذى اتخذه الباحث برفض فرض صفرى صحيح هو قرار خاطئ .

٢) القرار الثانى(قرار خاطئ " خطأ من النوع الثانى" *"Type 2 Error"* أو β) : قبول الفرض الصفرى و لكن الفرض الصفرى خاطئ ، و نعنى بذلك أن الباحث توصل فى نتيجة بحثه إلى قبول الفرض الصفرى ، بالرغم من أن الفرض الصفرى فى الواقع خاطئ .

مثال :توصل الباحث فى نتيجة بحثه إلى عدم فعالية برنامج تعليمى فى تنمية التحصيل (قبول فرض صفرى)،و لكن الواقع العملى يشير إلى أن هذا البرنامج فعال (فرض صفرى خاطئ) ، و بالتالى يكون القرار الذى اتخذه الباحث بقبول فرض صفرى خاطئ هو قرار خاطئ .

٣) القرار الثالث(قرار صحيح) $1-\alpha$: قبول الفرض الصفرى و هو بالفعل صحيح، و نعنى بذلك أن الباحث توصل فى نتيجة بحثه إلى قبول الفرض الصفرى، و هو بالفعل فرض صفرى صحيح ، و القيمة $1-\alpha$ تعبر عن مستوى الثقة .

مثال :توصل الباحث فى نتيجة بحثه إلى انه لا يوجد تأثير للذكاء الشخصى فى تنمية حب الاستطلاع لدى الأطفال ،و بالفعل أثبت الواقع العملى عدم فعالية هذا المتغير و بالتالى يكون الفرض الصفرى صحيح ، و من ثم فالقرار الذى اتخذه الباحث بقبول فرض صفرى صحيح هو قرار صحيح .

٤) القرار الرابع (قرار صحيح) $1-\beta$: رفض الفرض الصفرى و هو بالفعل خاطئ ، و نعنى بذلك أن الباحث توصل فى نتيجة بحثه إلى رفض الفرض الصفرى، و هو بالفعل فرض صفرى خاطئ :

و القيمة $1-\beta$ تعبر عن قوة القياس الإحصائى *Test Power* و هى قدرة الاختبار الإحصائى (اختبار ت أو اختبار ف أو معامل الارتباط و غيرها من الاختبارات الإحصائية الأخرى على رفض فرض صفرى خاطئ .

مثال :توصل الباحث في نتيجة بحثه إلى انه توجد علاقة ارتباطية دالة بين الذكاء و القدرة الابتكارية (رفض الفرض الصفرى) ، و بالفعل فى الواقع الحقيقى توجد علاقة ارتباطية دالة بين المتغيرين و بالتالى يكون القرار الإحصائى صحيحاً ، و هذا القرار يسمى قوة الاختبار *Test Power* .

و فى الواقع إذا حاول الباحث تجنب الوقوع فى الخطأ الأول(رفض فرض صفرى صحيح) باختياره مستوى دلالة متشدد٠,٠٠١ سيزيد احتمالية وقوعه فى الخطأ الثانى (قبول فرض صفرى خاطئ) ، و إذا حاول الباحث تجنب الوقوع فى الخطأ من النوع الثانى

باختياره مستوى دلالة أكثر تسامحاً ٠,١ مثلاً يزيد من احتمالية وقوعه فى الخطأ الأول ، و لكى ينهى الباحث هذا الصراع بين نوعى الخطأ عليه أن يختار مستوى دلالة متوازن ٠,٠٥ أو ٠,٠١ و هو ما اتفق عليه غالبية الباحثين فى مجال الدراسات النفسية و التربوية .

و يمكن توضيح هذه القرارات الأربعة فى الجدول التالى:

		الجانب العملى يشير إلى	
		الفرض الصفرى صحيح	الفرض الصفرى خاطئ
نتيجة البحث	رفض الفرض الصفرى	قرار خاطئ(α) خطأ من النوع الأول	قرار صحيح($1-\beta$) (قوة الاختبار)
تصل إلى	قبول الفرض الصفرى	قرار صحيح($1-\alpha$) (مستوى الثقة)	قرار خاطئ(β) خطأ من النوع الثانى

ثامناً : العلاقة الخطية بين متغيرين :

تتطلب بعض المقاييس الإحصائية فى حسابها وجود علاقة خطية *Liner Relation* و بدون هذه العلاقة الخطية لا يمكننا حساب هذه القاييس و من هذه القاييس معامل ارتباط بيرسون و كذلك تحليل الانحدار المتعدد و البسيط ، وأول شئ ينبغى أن يتوفر فى وجود العلاقة الخطية هو أن تكون البيانات التى تعبر عن المتغيرين كمية ، أى يتم التعبير عنها بصورة لها مدلول كمى ، و يمكن التحقق (مبدئياً) من خطية العلاقة بين المتغيرين من خلال ما يسمى رسم الانتشار *Scatter Gram* و هى عبارة عن مستوى ذى بعدين أفقى لمحور السينات و رأسى لمحور الصادات و نقوم فيه بتمثيل كل زوج من بيانات المتغيرين بنقطة تمثل الإحداثيين (س،ص) و النقاط التى تمثل جميع أزواج البيانات إذا وقعت جميعها على خط مستقيم فهى تمثل الحالة المثالية للعلاقة الخطية و تسمى فى هذه الحالة علاقة خطية تامة،.أو تنتشر فى مساحة تقترب من الخط المستقيم و هذه تسمى علاقة خطية ،و أحياناً تنتشر النقاط فى مساحة تشبه الدائرة و تكون فى هذه الحالة العلاقة بين المتغيرين صفرية ، و فى حالة أخرى تتوزع النقاط فى شكل منحنى و تكون فى هذه الحالة العلاقة

منحنية، و لكي يتم تمثيل العلاقة بين المتغيرين لا بد من التمييز بين المتغيرين أي تحديد أي منهما مستقل (و من ثم يمثل على المحور الأفقي س) ، و أي منهما تابع (و من ثم يمثل على المحور الرأسي ص) ، لأن تمثيل العلاقة بين المتغيرين بيانياً ما هي إلا محاولة رسم خط انحدار المتغير التابع على المتغير المستقل و يتم تمثيل المتغير التابع على المحور الرأسي و المتغير المستقل على المحور الأفقي، و لكي تكون العلاقة خطية تماماً أي كل النقاط المثلة تقع على الخط المستقيم لا بد من توفر شروط منها:

◦ألا يكون هناك تكرار لدرجات المتغير المستقل ، فأي درجة مكررة للمتغير المستقل عند تمثيله بيانيا سيقابله أكثر من إحداثي للمتغير التابع و تكون عدد الإحداثيات هو نفسه عدد تكرار الدرجة مما سيجعل هناك أكثر من نقطة في نفس الإحداثي السيني(إحداثي المتغير المستقل) و بالطبع سيكون هناك استحالة في وقوع هذا النقاط على نفس الخط المستقيم.

◦ألا يكون هناك تكرار لدرجات المتغير التابع ، فأي درجة مكررة للمتغير التابع عند تمثيله بيانيا سيقابله أكثر من إحداثي للمتغير المستقل و تكون عدد الإحداثيات هو نفسه عدد تكرار الدرجة مما سيجعل هناك أكثر من نقطة في نفس الإحداثي الصادي (إحداثي المتغير التابع) و بالطبع وجود نقطتين لهما نفس الإحداثي الصادي سيلغي فكرة التغير الاقتراني التي تحدثنا عنها في النقطة السابقة ، لأن معنى وجود نقطتين أو أكثر لهما نفس الإحداثي الصادي أن الزيادة التي حدثت في المتغير المستقل لاتتبع أي زيادة في المتغير التابع .

ملاحظة

لو كانت درجات المتغير س كلها متساوية و رسمنا العلاقة بين المتغيرين س ، ص سنجد أن النقاط المثلة لبيانات المتغيرين تقع على خط مستقيم موازي لمحور الصادات ، و بالمثل إذا كانت درجات المتغير ص كلها متساوية فعند رسم العلاقة بين المتغيرين س ، ص سنجد أن النقاط المثلة لبيانات المتغيرين تقع على خط مستقيم موازي لمحور السينات و هنا بالطبع لا نعتبر العلاقة خطية لان في هذه الحالة المتغير الذي كل درجاته متساوية سيعتبر في هذه الحالة ثابت و ليس متغير .

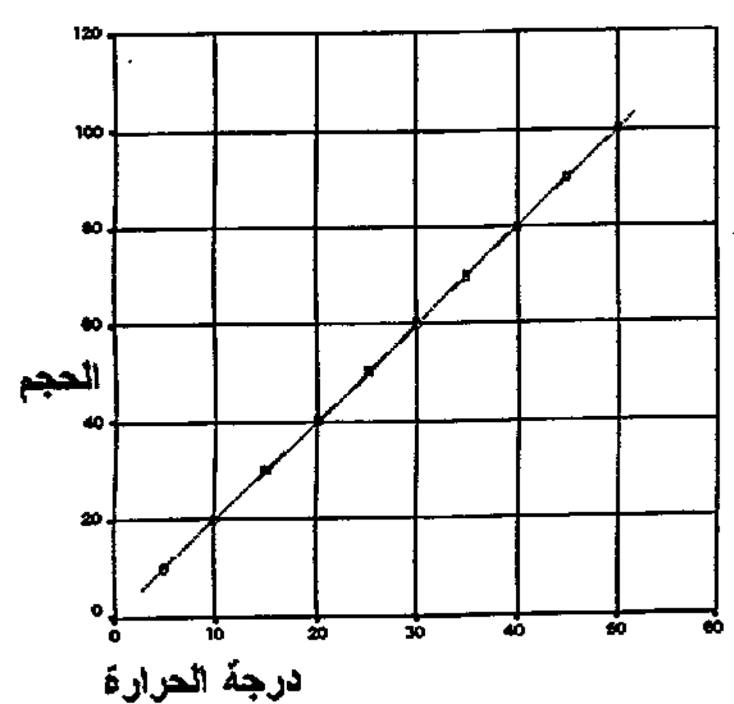
و فيما يلي مثال لكل علاقة من هذه العلاقات :

المثال الأول : **علاقة خطية تامة موجبة** :

فيما يلى ١٠ أزواج من البيانات لمتغيرى درجة الحرارة(متغير مستقل) و الحجم (متغير تابع)(ر=١) :

درجة الحرارة	٥	١٠	٤٥	٢٥	٣٠	٢٠	١٥	٥٠	٤٠	٣٥
الحجم	١٠	٢٠	٩٠	٥٠	٦٠	٤٠	٣٠	١٠٠	٨٠	٧٠

و العلاقة بين المتغيرين تأخذ الشكل التالى:

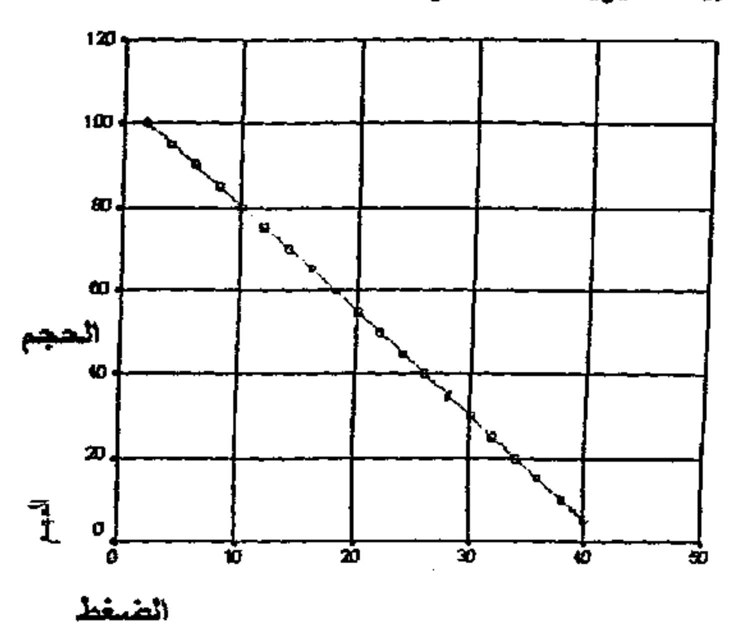


المثال الثانى : علاقة خطية تامة سالبة :

فيما يلى ٢٠ زوج من البيانات لمتغيرى درجة الضغط (متغير مستقل) و الحجم (متغير تابع)(ر=-١) :

الضغط	الحجم	الضغط	الحجم
٢	١٠٠	٢٢	٥٠
٤	٩٥	٢٤	٤٥
٦	٩٠	٢٦	٤٠
٨	٨٥	٢٨	٣٥
١٠	٨٠	٣٠	٣٠
١٢	٧٥	٣٢	٢٥
١٤	٧٠	٣٤	٢٠
١٦	٦٥	٣٦	١٥
١٨	٦٠	٣٨	١٠
٢٠	٥٥	٤٠	٥

و العلاقة بين المتغيرين تأخذ الشكل التالى



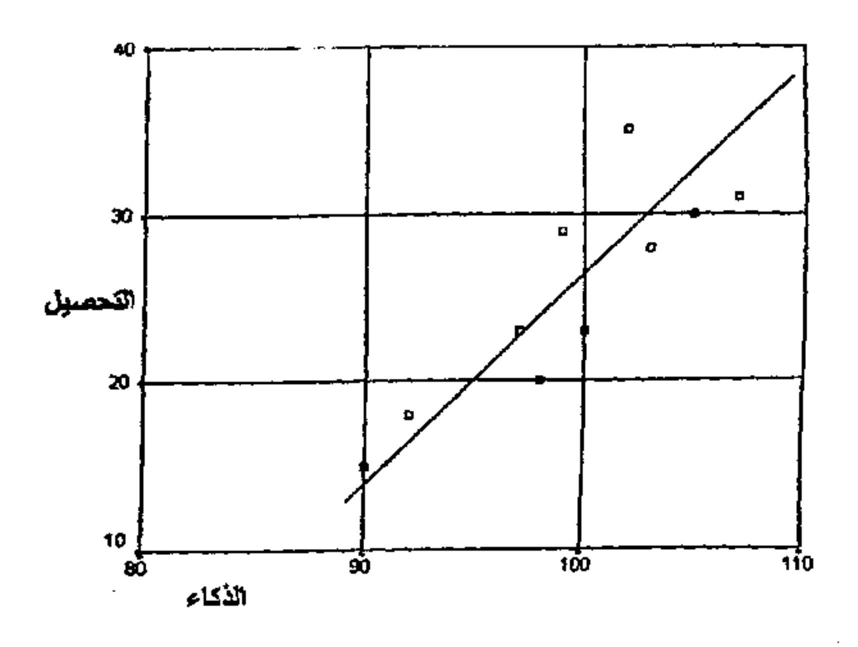
جميع النقاط تقع على خط مستقيم

المثال الثالث : **علاقة خطية موجبة** (**فيها** ٠<ر<+١) :

فيما يلى ١٠ أزواج من البيانات لمتغيرى الذكاء و التحصيل (ر=٠,٨٥٨):

الذكاء	٩٠	١٠٠	١٠٧	٩٢	٩٩	١٠٣	١٠٥	٩٨	٩٧	١١٢
التحصيل	١٥	٢٣	٣١	١٨	٢٩	٢٨	٣٠	٢٠	٢٣	٣٥

و العلاقة بين المتغيرين تأخذ الشكل التالى



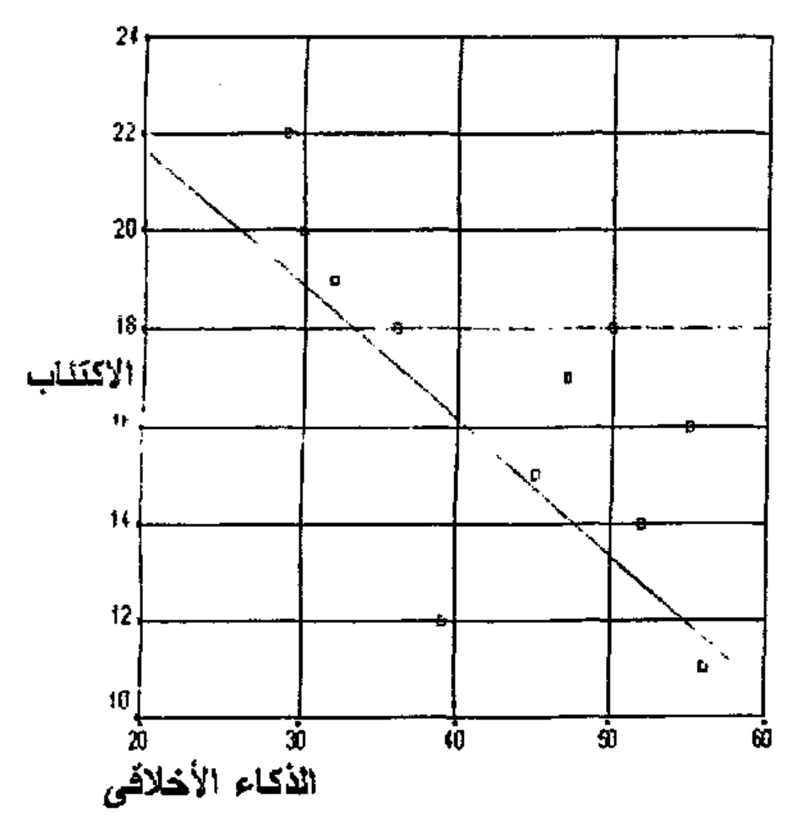
يلاحظ أن النقاط في شكل الانتشار السابق لا تقع جميعها على خط مستقيم و لكن تقترب النقاط بصورة ملحوظة من هذا الخط لذا يمكن اعتبار العلاقة بين المتغيرين الموضحين فى الشكل علاقة خطية ، كما أنها علاقة خطية موجبة لان الزاوية المحصورة بين الخط المستقيم و أى خط موازى للمحور الأفقى اقل من ٩٠ (الخط مائل ناحية اليمين) .

المثال الرابع : علاقة خطية سالبة (فيها ٠>ر>-١) :

فيما يلى ١١ زوج من البيانات لمتغيرى الذكاء الأخلاقى و الاكتئاب (ر=-٠,٦٨٩):

الذكاء الأخلاقى	٣٢	٤٥	٣٠	٥٥	٢٩	٣٦	٣٩	٤٧	٥٢	٥٦	٥٠
الاكتئاب	١٩	١٥	٢٠	١٦	٢٢	١٨	١٢	١٧	١٤	١١	١٨

و العلاقة بين المتغيرين تأخذ الشكل التالى



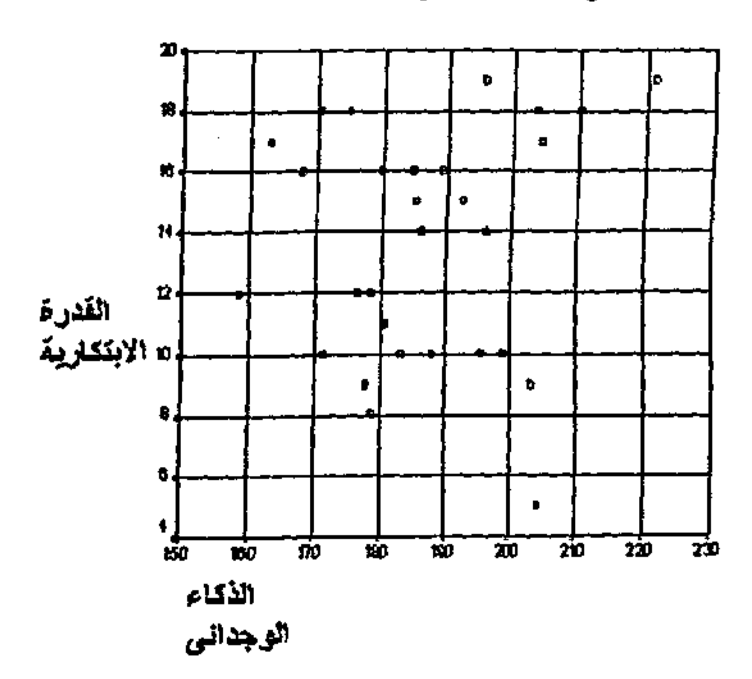
يلاحظ أن النقاط فى شكل الانتشار السابق لا تقع جميعها على خط مستقيم و لكن تقترب معظم النقاط بصورة ملحوظة من هذا الخط لذا يمكن اعتبار العلاقة بين المتغيرين الموضحين فى الشكل علاقة خطية ، كما أنها علاقة خطية سالبة لان الزاوية المحصورة بين الخط المستقيم و أى خط موازى للمحور الأفقى اكبر من ٩٠ (الخط مائل ناحية اليسار) ..

المثال الخامس : علاقة غير خطية :

فيما يلى ٣٠ زوج من البيانات لمتغيرى القدرة الإبتكارية و الذكاء الوجدانى (ر=٠,١٠٥):

الذكاء الوجدانى	القدرة الإبتكارية	الذكاء الوجدانى	القدرة الإبتكارية
١٩٢	١٥	٢٠٤	١٨
١٨٦	١٤	٢١٠	١٨
١٦٨	١٦	١٩٩	١٠
١٩٥	١٠	١٧٧	١٢
١٧٨	٩	١٨٠	١٦
١٨٥	١٦	١٨٣	١٠
١٧٨	١٢	٢٠٣	٩
١٨١	١١	١٥٩	١٢
٢٢١	١٩	١٨٥	١٥
١٧١	١٨	١٨٣	١٠
٢٠٤	٥	١٧٩	٨
١٧١	١٠	١٩٦	١٤
١٨٨	١٠	١٩٥	١٩
١٨٩	١٦	١٧٥	١٨
٢٠٤	١٧	١٦٣	١٧

و العلاقة بين المتغيرين تأخذ الشكل التالى



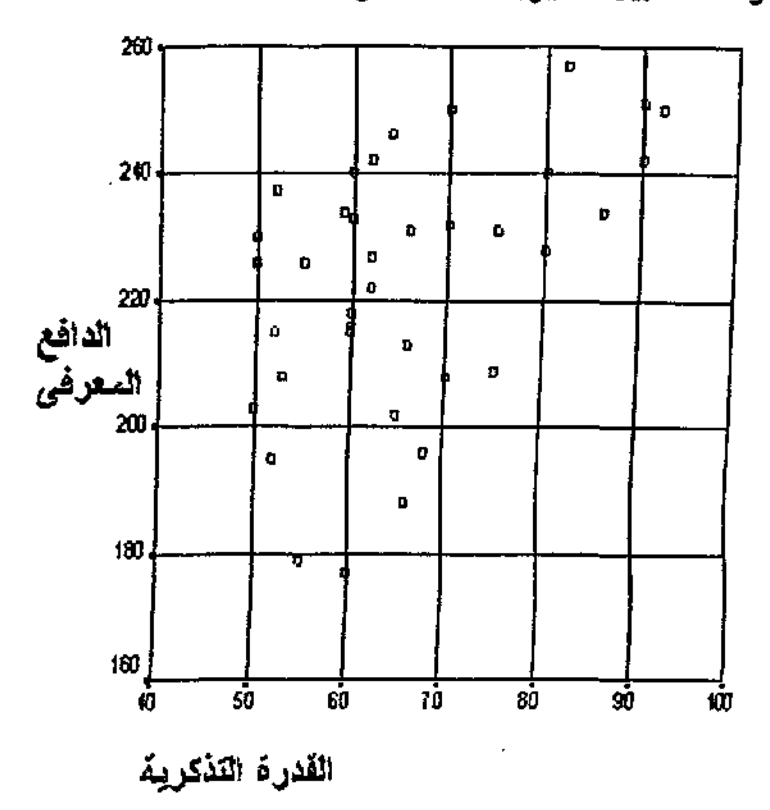
يلاحظ أن انتشار النقاط فى الشكل السابق يتوزع على مساحة كبيرة بحيث تبتعد كل البعد من وقوعها معاً على خط مستقيم أو اقترابها من هذه الخط ، لذا لا يمكن اعتبار العلاقة بين المتغيرين الموضحين فى الشكل علاقة خطية .

المثال السادس : مثال لعلاقة أخرى :

فيما يلى ٤٠ زوج من البيانات لمتغيرى القدرة التذكرية و الدافع المعرفى (ر=٠,٤٨٨):

القدرة التذكرية	الدافع المعرفى	القدرة التذكرية	الدافع المعرفى
٥٢	٢١٥	٦٠	٢٤٠
٧٥	٢٠٩	٧٠	٢٥٠
٦٢	٢٢٢	٦٠	٢١٦
٧٥	٢٣١	٦٨	١٩٦
٦٥	٢٠٢	٩٠	٢٤٢
٨٠	٢٢٨	٦٢	٢٤٢
٥٢	١٩٥	٧٠	٢٣٢
٦٦	١٨٨	٦٦	٢١٣
٩٢	٢٥٠	٩٢	٢٢٧
٧٠	٢٠٨	٥٠	٢٢٦
٨٢	٢٥٧	٩٠	٢٥١
٥٠	٢٠٣	٥٩	٢٣٤
٦٠	٢١٥	٦٠	١٧٧
٨٠	٢٤٠	٥٢	٢٣٧
٦٠	٢٣٣	٥٠	٢٣٠
٩٠	٢٥١	٩٠	٢١٨
٥٥	٢٢٦	٨٦	٢٣٤
٦٢	٢٤٢	٦٤	٢٤٦
٥٥	١٧٩	٩٠	٢١٥
٥٣	٢٠٨	٦٦	٢٣١

و العلاقة بين المتغيرين تأخذ الشكل التالى:



يلاحظ أن الحكم على خطية العلاقة من شكل الانتشار السابق يكون صعب نسبياً ، فالبعض قد يقرر بوجود علاقة خطية على أساس أن انتشار النقاط حول الخط المستقيم يشغل مساحة أقل بصورة ملحوظة من مساحة المستوى الذى يحد بيانات المتغيرين ، و لكن قد يحكم البعض الآخر بعدم خطية العلاقة و مبررهم فى ذلك هو انتشار النقاط و بعدها بصورة ملحوظة عن الخط المستقيم .

لذلك فان الاعتماد على شكل الانتشار وحده فى الحكم على خطية العلاقة ليس كافياً ، فشكل الانتشار *Scatter Gram* يعد مؤشر مبدئى لخطية العلاقة فإذا وضح منه وضوحاً كبيراً أن النقاط تقع على خط مستقيم (مثل المثالين الأول و الثانى) ، أو تقترب من خط مستقيم (مثل المثالين الثالث و الرابع)، هنا يمكن الحكم على خطية العلاقة ، و كذلك اذا وضح وضوحاً كبيراً أن النقاط تنتشر و تبتعد كثيراً عن الخط المستقيم بحيث تشغل مساحة فى المستوى تشبه الدائرة (مثل المثال الخامس) هنا يمكن الحكم على عدم خطية العلاقة ، أما إذا ساور الباحث الشك فى خطية العلاقة من خلال شكل الانتشار كما فى المثال السادس هنا

لابد من اللجوء إلى اختبار آخر فاصل يحكم على خطية العلاقة من عدمها ، ويمكن توضيح هذه الاختبار التالى:

اختبار الحكم على خطية العلاقة:

يتم الاعتماد على تحليل التباين البسيط فى الحكم على خطية العلاقة بين المتغيرين ، و تتأثر خطوات حساب تحليل التباين البسيط فى هذه الحالة بوجود تكرار لدرجات المتغير المستقل من عدمه التالى :

أ): الحالة الأولى : عدم وجود تكرار لدرجات المتغير المستقل :

و فى هذه الحالة يتم التعرف على خطية العلاقة من خلال النسبة الفائية (ف) و التى يمكن حسابها من القانون التالى:

$$\text{ف} = \frac{\text{التباين الخطى}}{\text{تباين البواقى}} \quad \ldots\ldots(\text{٢-٩})$$

و يمكن حساب كل من التباين الخطى و تباين البواقى التالى:

$$\text{التباين الخطى} = \frac{\text{مجموع المربعات الخطية}}{\text{١}} \quad \ldots\ldots(\text{٢-١٠})$$

$$\text{مجموع المربعات الخطية} = \frac{[\text{مج}(\text{س}-\text{م}_{\text{س}})\times(\text{ص}-\text{م}_{\text{ص}})]^{\text{٢}}}{\text{مج}(\text{س}-\text{م}_{\text{س}})^{\text{٢}}} \quad \ldots\ldots(\text{٢-١١})$$

$$\text{تباين البواقى} = \frac{\text{مجموع مربعات البواقى}}{\text{ن}-\text{٢}} \quad \ldots\ldots(\text{٢-١٢})$$

$$\text{مجموع مربعات البواقى} = \text{مج}(\text{ص}-\text{م}_{\text{ص}})^{\text{٢}} - \text{مجموع المربعات الخطية} \quad \ldots\ldots(\text{٢-١٣})$$

حيث : ١* درجة حرية التباين الخطي ، ن-٢** : درجات الحرية لتباين البواقي .

ن: عدد أزواج بيانات المتغيرات ، س ، ص درجات المتغيرين المستقل و التابع على الترتيب

، م‍س ،م‍ص متوسط درجات المتغيرين المستقل و التابع على الترتيب.

مج س ، مج ص مجموعات درجات المتغيرين المستقل و التابع على الترتيب.

مثال(٢-٢): الجدول التالى يبين ٢٠زوج من درجات متغيريى حب الاستطلاع و الدافعية للتعلم ، و المطلوب التحقق من خطية العلاقة بين المتغيرين :

حب الاستطلاع	الدافعية للتعلم	حب الاستطلاع	الدافعية للتعلم
١٥	٧٠	٢٢	٦٠
١٧	٧٣	١٠	٥٠
٢٠	٧٥	٧	٦٨
٢٣	٥٥	١١	٥٥
١٤	٥٤	٢٦	٧٢
٢١	٨٦	١٣	٦٩
٢٤	٧٠	٢٩	٩٢
١٦	٦٠	٩	٦٥
٢٥	٧٠	٢٧	٦٦
١٢	٦٠	١٩	٧٠

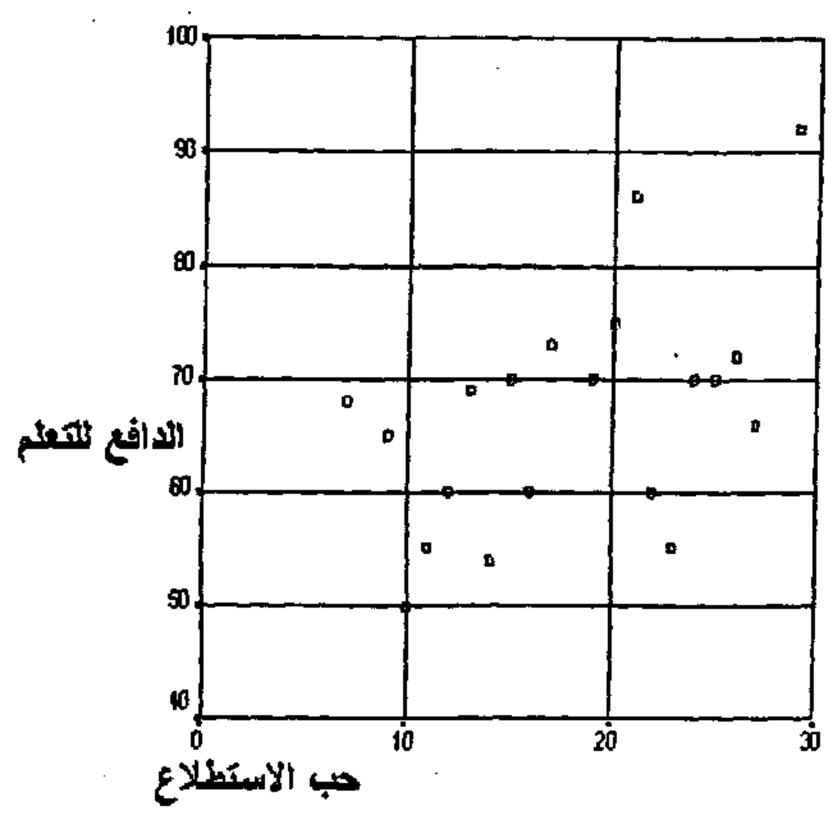
الحل:

نتعرف مبدئياً على شكل انتشار النقاط الممثلة لبيانات المتغيرين التالى:

---

* يمثل العدد ١ درجة الحرية للتباين الخطى و هو عبارة عن عدد المتغيرات الكلية الداخلة فى تحليل التباين البسيط مطروحاً منها ١ و حيث أن عدد المتغيرات الداخلة ، و فى هذه الحالة التى نستخدم فيها تحليل التباين فى التحقق من خطية العلاقة بين متغيرين تكون عدد المتغيرات ٢ و بالتالى درجات الحرية =٢-١=١

** تمثل القيمة ن-٢ درجة الحرية لتباين البواقى و هو عبارة عن عدد أزواج بيانات المتغيرين (عدد أفراد العينة) مطروحاً منه عدد المتغيرات الكلية الداخلة و حيث أن عدد المتغيرات الداخلة ٢ ،و بالتالى درجات الحرية = ن-٢ .



يلاحظ من شكل الانتشار السابق أن انتشار النقاط لا يعطى مؤشر واضح إلى وجود علاقة خطية من عدمه ، لذلك و حتى نتخذ قرار نهائى بشأن خطية العلاقة بين المتغيرين يمكن استخدام تحليل التباين البسيط طبقاً للخطوات الآتية :

الطريقة اليدوية :

الخطوة الأولى : حساب كل من : مس ،مص ، مج س، مج ص فنجد أن :

مس =١٨، مص =٦٧ ، مج س= ٣٦٠ ، مج ص=١٣٤٠

الخطوة الثانية : حساب التباين الخطي التالى:

من المعادلة (٢-١١) : (مجموع المربعات الخطية) = [(١٥-١٨)×(٧٠-٦٧)+ (١٧-

−٥٤)×(١٨−١٤)+(٦٧−٥٥)×(١٨−٢٣) +(٦٧−٧٥)×(١٨−٢٠)+(٦٧−٧٣)×(١٨

−٢٥)+(٦٧−٦٠)×(١٨−١٦) +(٦٧−٧٠)×(١٨−٢٤)+(٦٧−٨٦)×(١٨−٢١)+(٦٧

−٥٠)×(١٨−١٠)+ (٦٧−٦٠)×(١٨−٢٢) +(٦٧−٦٠)×(١٨−١٢) +(٦٧−٧٠)×(١٨

−٦٩)×(١٨−١٣)+(٦٧−٧٢)×(١٨−٢٦)+(٦٧−٥٥)×(١٨−١١) +(٦٧−٦٨)×(١٨−٧)+(٦٧

−١٩) + (٦٧−٦٦)×(١٨−٢٧) +(٦٧−٦٥)×(١٨−٩)+(٦٧−٩٢)×(١٨−٢٩)+(٦٧

۱(۱۸−۱٤)+ ۲(۱۸−۲۳)+ ۲(۱۸−۲۰)+ ۲(۱۸−۱۷)+ ۲(۱۸−۱٥)] ÷ ۲[(٦۷−۷۰)×(۱۸

−۱۰)+ ۲(۱۸−۲۲)+ ۲(۱۸−۱۲)+ ۲(۱۸−۲٥)+ ۲(۱۸−۱٦)+ ۲(۱۸−۲٤)+ ۲(۱۸−۲۱)+

۲(۱۸−۹)+ ۲(۱۸−۲۹)+ ۲(۱۸−۱۳)+ ۲(۱۸−۲٦)+ ۲(۱۸−۱۱)+ ۲(۱۸−۷)+ ۲(۱۸

[۲(۱۸−۱۹)+ ۲(۱۸−۲۷)+

٥۰۹,۱۷ = ۸۱۲ ÷ ۲[٦٤۳]=

درجة حرية التباين الخطى =۱

من المعادلة (۲−۱۰) التباين لخطى= $\frac{٥۰۹.۱۷}{۱}$ = ٥۰۹,۱۷

الخطوة الثالثة : حساب تباين البواقى التالى:

أ- من المعادلة (۲−۱۳) : مجموع مربعات البواقى =(٦۷−۷۰)^۲+(٦۷−۷۳)^۲+(٦۷−۷٥)^۲+

(٦۷−٥٥)^۲+(٦۷−٥٤)^۲+(٦۷−۸٦)^۲+(٦۷−۷۰)^۲+(٦۷−٦۰)^۲+(٦۷−۷۰)^۲+(٦۰−

٦۷)^۲+(٦۰−٦۷)^۲+(٥۰−٦۷)^۲+(٦۸−٦۷)^۲+(٥٥−٦۷)^۲+(۷۲−٦۷)^۲+(٦۹−٦۷)^۲+(۹۲−

٦۷)^۲+(٦٥−٦۷)^۲+ (٦٦−٦۷)^۲+ (۷۰−٦۷)^۲ −٥۰۹,۱۷

= ۲۰٥۰−٥۰۹,۱۷ =۱٥٤۰,۸۳

درجة حرية البواقى = ۲۰−۲=۱۸

من المعادلة (۲−۱۲) تباين البواقى= $\frac{۱٥٤۰.۸۳}{۱۸}$ = ۸٥,٦۰

الخطوة الرابعة حساب النسبة الفائية من المعادلة (۲−۹) :

ف= $\frac{\text{التباين الخطى}}{\text{تباين البواقى}}$ = $\frac{٥۰۹,۱۷}{۸٥,٦۰}$ =٥,۹٤۸

و بالبحث عن ف الجدولية عند درجتى حرية ۱ ، ۱۸ للبسط و المقام على الترتيب نجد أنها :

ف الجدولية =۸,۲۹ عند مستوى دلالة ۰,۰۱ .

ف الجدولية = ٤,٤۱ عند مستوى دلالة ۰,۰٥

ف المحسوبة (٥,٩٤٨)> ف الجدولية (٨,٢٨٥) عند مستوى ٠,٠١ .

ف المحسوبة (٥,٩٤٨)>ف الجدولية (٤,٤١) عند مستوى ٠,٠٥ .

و بالتالى فان العلاقة بين المتغيرين علاقة خطية بمستوى من الثقة يصل إلى ٩٥ ٪ .

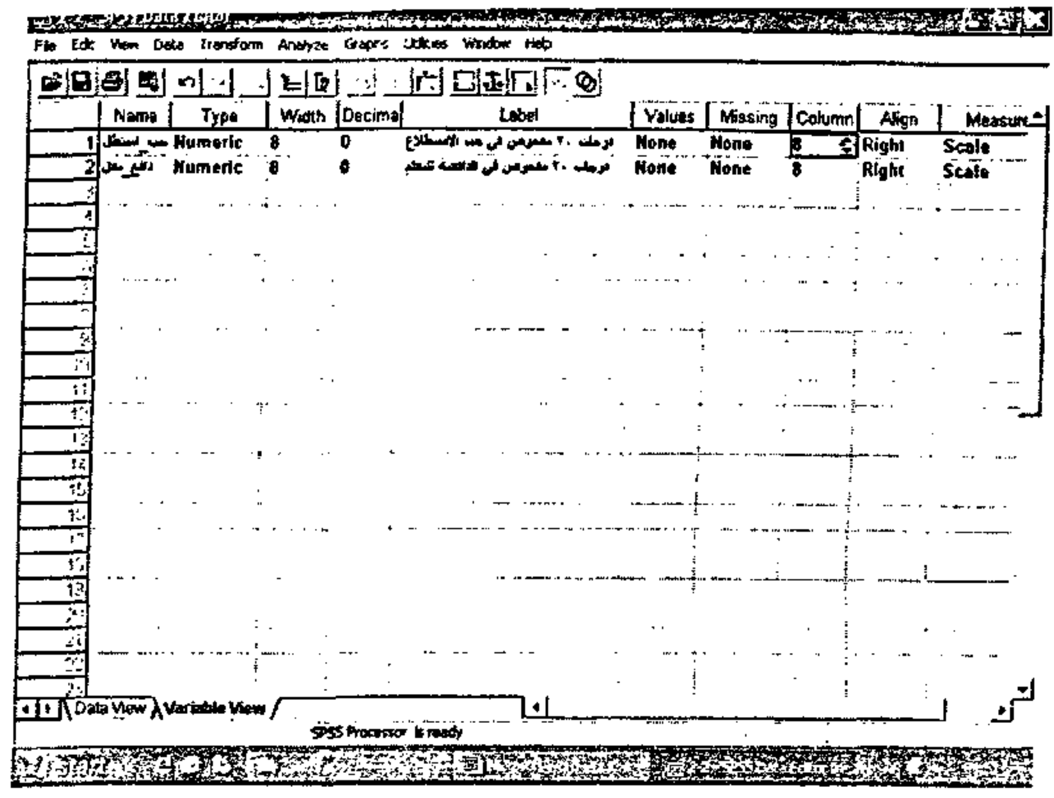
استخدام *spss* :

رأينا فى الحل اليدوى السابق أن التحقق من خطية العلاقة يأتى من خلال تحليل التباين البسيط الذى يعطينا قيمة ف و التى فى ضوئها نتحقق من وجود علاقة خطية من عدمه ، أما فى الحل الإلكترونى فان قيمة ف لا يتم الحصول عليها من خلال تحليل التباين بصورة مباشرة ، و لكن من خلال تحليل الانحدار الذى يعطى جدولاً مخصصاً لقيمة ف ، و كذلك يعطى دلالة ف و الذى على أساسه أتحقق من وجود علاقة خطية من عدمه .

لذلك فعند عدم وجود تكرار لدرجات المتغير المستقل فان خطوات التحقق من العلاقة الخطية الكترونياً هى نفسها خطوات تحليل الانحدار التى سيتم عرضها فى موضع لاحق من هذا الكتاب و يمكن عرضها التالى:

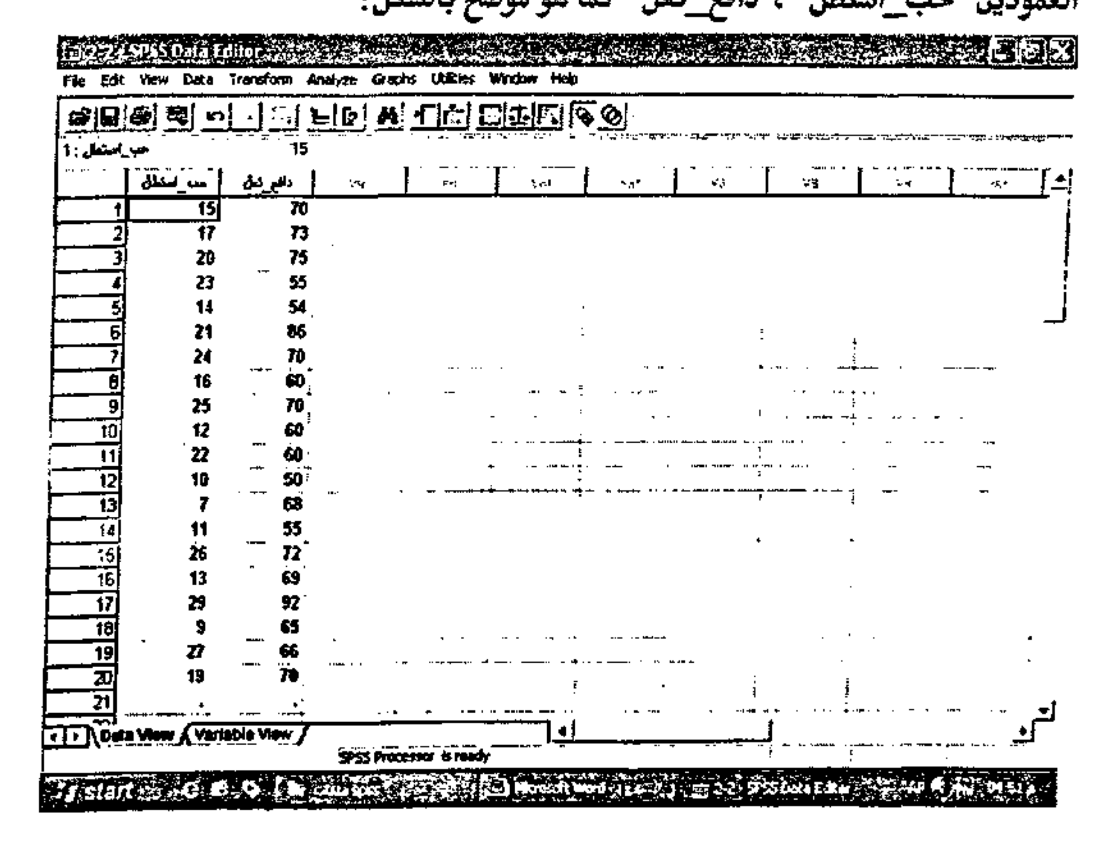
الخطوة الأولى : تحديد خصائص كل من المتغيرين التابع و المستقل ،و ذلك بفتح شاشة *Variable View* و تحديد هذه الخصائص الموضحة أيضاً بالشاشة :

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
حب_استطل	رقمى	٨	٠	درجات ٢٠ مفحوص فى حب الاستطلاع	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج
دافع_تعل	رقمى	٨	٠	درجات ٢٠ مفحوص فى الدافعية للتعلم	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج



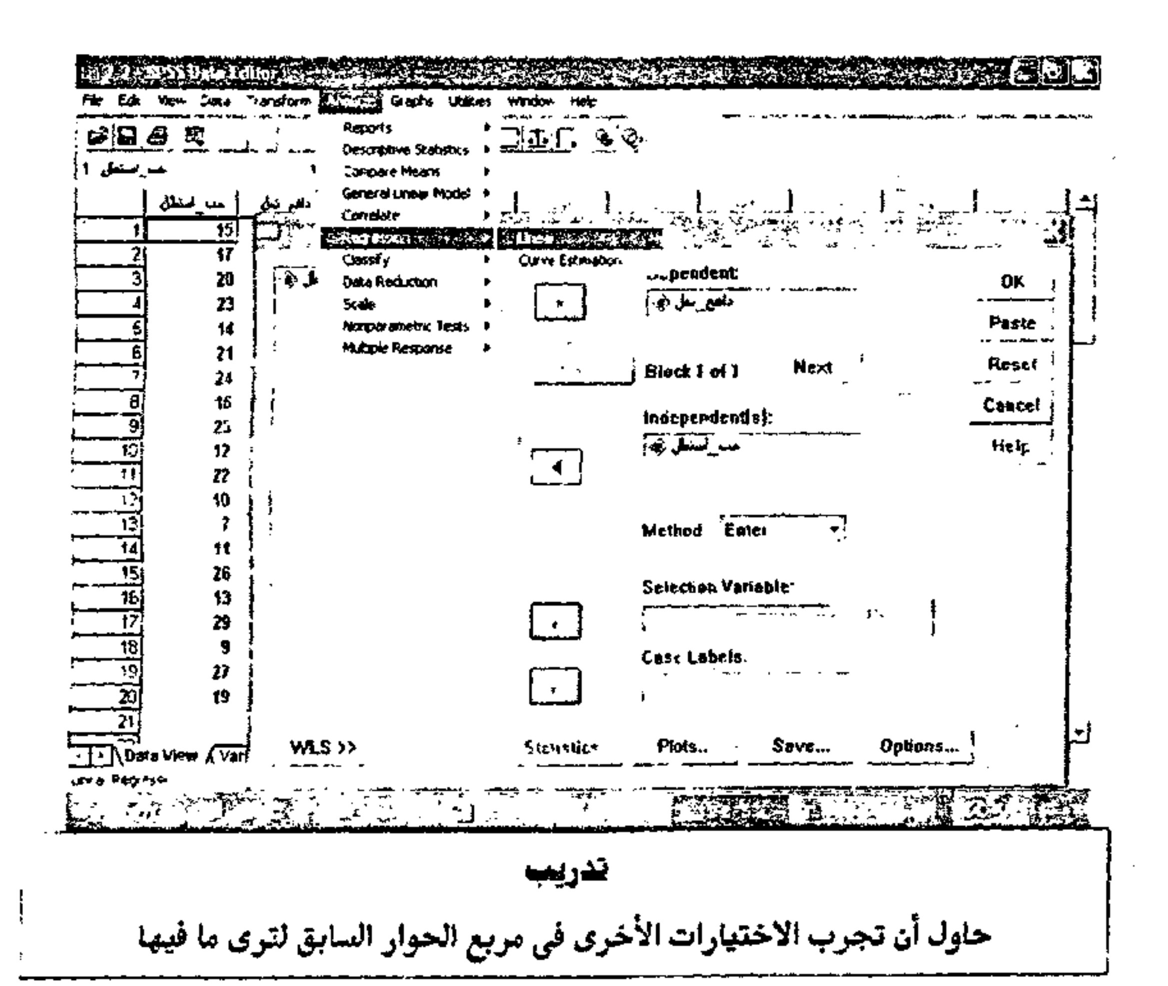
	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure
1	حب_استطل	Numeric	8	0	[illegible]	None	None	8	Right	Scale
2	دافع_تعل	Numeric	8	0	[illegible]	None	None	8	Right	Scale

الخطوة الثانية : الانتقال إلى شاشة *Data View* ، ثم كتابة البيانات الإحصائية في العمودين "حب_استطل" ،"دافع_تعل" كما هو موضح بالشكل:



	حب_استطل	دافع_تعل
1	15	70
2	17	73
3	20	75
4	23	55
5	14	54
6	21	86
7	24	70
8	16	60
9	25	70
10	12	60
11	22	60
12	10	50
13	7	68
14	11	55
15	26	72
16	13	69
17	29	92
18	9	65
19	27	66
20	19	78

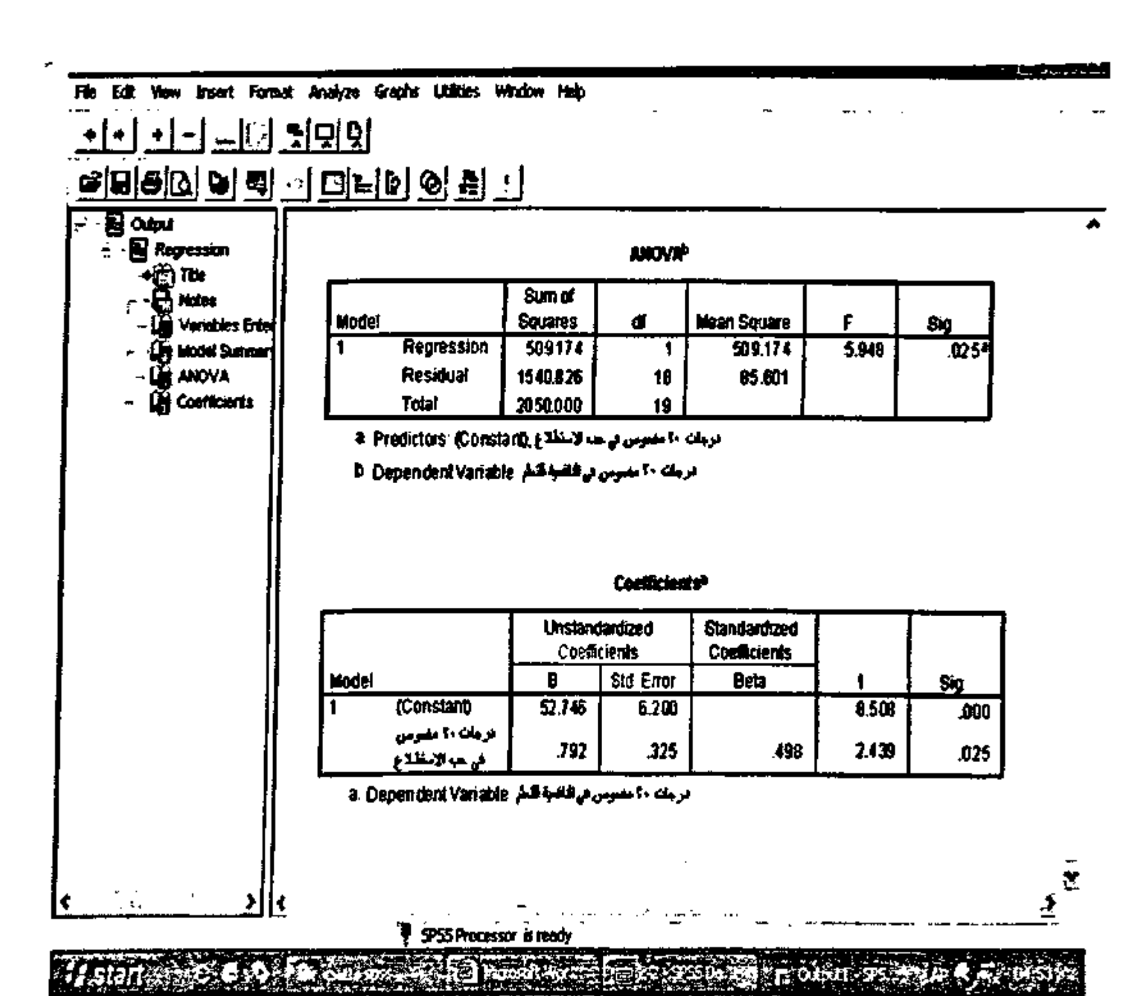
الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر *Analyze* نختار الأمر *Regression* ثم الأمر الفرعي...*Linear* سيظهر مربع حوار ندرج متغير البيانات "دافع_تعل"، إلى المربع المسمى *Dependent* ثم ندرج متغير البيانات "حب_استطل"، إلى المربع المسمى *Independent(S)*، و نبقى على نوع الإدخال *Enter* ، و هناك اختيارات أخرى في مربع الحوار و لكن التحديدات السابقة تفي بالغرض و هو كما موضح بالشكل :



تدريب

حاول أن تجرب الاختيارات الأخرى في مربع الحوار السابق لترى ما فيها

الخطوة الرابعة :بعد الضغط على الذرار *Ok* نحصل على عدة معلومات إحصائية عن العلاقة بين المتغيرين . ما يهمنا فيها هو جدول تحليل التباين *(Anova)* الموضح بالشاشة :



ANOVA[b]

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	509.174	1	509.174	5.948	.025[a]
	Residual	1540.826	18	85.601		
	Total	2050.000	19			

a. Predictors: (Constant), درجات ٢٠ مفحوص في حب الاستطلاع

b. Dependent Variable: درجات ٢٠ مفحوص في الدافعية للتعلم

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	52.746	6.200		8.508	.000
	درجات ٢٠ مفحوص في حب الاستطلاع	.792	.325	.498	2.439	.025

a. Dependent Variable: درجات ٢٠ مفحوص في الدافعية للتعلم

يلاحظ من جدول تحليل التباين أن مجموع المربعات الخطية*(Regression)* و كذلك مربعات البواقي و كذلك درجات الحرية الخاصة بالتباين الخطى و تباين و البواقى هى نفس القيم التى تم التوصل إليها يدوياً ، و بالتبعية نجد أيضاً أن قيمة ف=٥,٩٤٨ وهى نفس القيمة التى تم التوصل إليها يدوياً .

كما يلاحظ أن دلالة ف = ٠,٠٢٥ و هذا يعنى رفض الفرض الصفرى عند مستوى ٠,٠٥ مما يعنى وجود علاقة خطية بين متغيرى حب الاستطلاع و الدافع للتعلم بنسبة ثقة تصل إلى ٩٥ ٪ .

و يمكن تلخيص الخطوات السابقة في الجدول الاتى:

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	التباين	ف	الدلالة
الخطية	٥٠٩,١٧	١	٥٠٩,١٧	٥,٩٤٨	٠,٠٥
البواقى	١٥٤٠,٨٣	١٨	٨٥,٦٠		

ب): الحالة الثانية : وجود تكرار لدرجات المتغير المستقل :

عندما تتكرر الدرجات على المتغير المستقل ، فان كل درجة مكررة من المتغير المستقل سيقابلها عدد من الدرجات فى المتغير التابع و يكون هذا العدد هو نفسه عدد تكرار الدرجة ، مثلا إذا تكررت الدرجة ٧ على المتغير المستقل ٣ مرات فان الدرجة ٧ سيقابله ٣ قيم للمتغير التابع مثلاً(٢٧، ١٦ ، ١٤) ، و بالتالى و فى ضوء هذه الفكرة يمكن تقسيم درجات المتغير المستقل إلى مجموعات بحيث كل درجة مكررة تعد مجموعة فى حد ذاتها و نجرى تحليلاً لتباين المتغير التابع على هذه المجموعات(و هو نوع من تحليل التباين البسيط) ، و فى هذه الحالة يتم الحصول على قيمتين للنسبة الفائية التالى:

$$\text{النسبة الفائية الخطية} = \frac{\text{التباين الخطى}}{\text{التباين داخل المجموعات}} \quad \ldots\ldots(٢-١٤)$$

التباين الخطى يتم حسابه بنفس الطريقة فى حالة الدرجات غير المكررة للمتغير المستقل و بدرجات حرية ١ كما سبق إيضاحه من المعادلة (٢-١٠) .

أما التباين داخل المجموعات فهو تباين الخطأ و يتم حسابه من القانون :

$$\text{التباين داخل المجموعات} = \frac{\text{مج(ص} - \text{مص)}^{٢} - \text{مج[ن}^{/}\text{(م}^{/}_{\text{س}} - \text{مص)}^{٢}\text{]}}{\text{ن} - \text{ك}} \quad \ldots\ldots(٢-١٥)$$

حيث يمثل البسط مجموع المربعات داخل المجموعات ، أما المقام فيمثل درجات الحرية .

$$\text{النسبة الفائية غير الخطية} = \frac{\text{التباين غير الخطى}}{\text{التباين داخل المجموعات}} \quad \ldots\ldots(٢-١٦)$$

التباين غير الخطى يمكن حسابه من القانون :

$$\text{التباين غير الخطى} = \frac{\text{مج[ن}^{/}\text{(م}^{/}_{\text{ص}} - \text{م}_{\text{ص}}\text{)}^{٢}\text{]} - \text{مجموع المربعات الخطية}}{\text{ك} - ٢} \quad \ldots\ldots(٢-١٧)$$

حيث يمثل البسط مجموع المربعات غير الخطية ، أما المقام فيمثل درجات الحرية و الرموز التالى:

ص درجات المتغير التابع ، $م'_{ص}$ متوسط درجات كل مجموعة فرعية في المتغير التابع ص طبقاً لتصنيفهم على المتغير المستقل ، $م_{ص}$ متوسط كل الدرجات على المتغير التابع و هي تقابل المتوسط العام (أو المتوسط الوزني) في تحليل التباين .

ن/ عدد الدرجات أو البيانات في كل مجموعة فرعية .

ك عدد المجموعات الفرعية في ضوء تصنيفهم على المتغير المستقل .

ك- ٢ هي درجات الحرية للتباين غير الخطي .

ن عدد أزواج بيانات المتغيرين .

مثال (٢-٤) : سنقوم بالتحقق من خطية العلاقة بين المتغير المستقل (القدرة التذكرية) ، و المتغير التابع(الدافع المعرفي) و المطروحين في المثال السادس و الذى تم عرض شكل انتشار النقاط الممثلة لبيانات المتغيرين ،و لم نصل من شكل الانتشار إلى قرار بخصوص خطية العلاقة ، و حيث أن بيانات المتغير المستقل هي بيانات مكررة لذلك نتبع الخطوات التالية في التحقق من خطية العلاقة :

الطريقة اليدوية:

الخطوة الأولى : يتم حساب التباين الخطي بنفس الطريقة التي حسبنا بها في البيانات غير المكررة للمتغير المستقل في المثال السابق من المعادلة (٢-١٠) ، و هي في المثال الحالي = ٣٧٧٢,٧٦٧ . و هو نفسه مجموع المربعات الخطية .

تدريب
حاول أن تثبت نتيجة الخطوة الأولى

الخطوة الثانية: إيجاد التباين داخل المجموعات التالي:

البسط = مج(ص-$م_{ص}$)^{٢} - [مج ن/($م'_{ص}$-مص)^{٢}]

الحد الأول: مج (ص- $م_{ص}$)^{٢} يتم إيجاده بنفس الطريقة التي حسبناه بها في المثال السابق و هو = ١٥٨٣٢,٩٩ ، حيث $م_{ص}$ = ٢٢٣,٩٧ .

الحد الثانى: مج [ن′(م′س −م ص)^{2}] هو مجموع أرقام العمود الأخير فى الجدول التالى:

س	ن′	درجات ص	م′س	م′س −م	(م′س −م)^{2}	ن′(م′س −م)^{2}
٥٠	٣	٢٣٠/٢٢٦/٢٠٣	٢١٩,٦٧	٤,٣-	١٨,٥١٨	٥٥,٥٥٦
٥٢	٣	٢٣٧/١٩٥/٢١٥	٢١٥,٦٧	٨,٣-	٦٨,٩٤٥	٢٠٦,٨٣٦
٥٣	١	٢٠٨	٢٠٨	١٥,٩٧-	٢٥٥,٠٤	٢٥٥,٠٤
٥٥	٢	١٧٩/٢٢٦	٢٠٢,٥	٢١,٤٧-	٤٦٠,٩٦	٩٢١,٩٢
٥٩	١	٢٣٤	٢٣٤	١٠,٠٣	١٠٠,٦٠	١٠٠,٦
٦٠	٧	٢١٥/٢١٨/١٧٧/٢١٦/٢٤٠/٢٣٣/٢١٥	٢١٦,٢٩	٧,٦٨-	٥٩,٠٤٨	٤١٣,٣٣٨
٦٢	٤	٢٢٧/٢٤٢/٢٤٢/٢٢٢	٢٣٣,٢٥	٩,٢٨	٨٦,١١٨	٣٤٤,٤٧٤
٦٤	١	٢٤٦	٢٤٦	٢٢,٠٣	٤٨٥,٣٢	٤٨٥,٣٢
٦٥	١	٢٠٢	٢٠٢	٢١,٩٧-	٤٨٢,٦٨	٤٨٢,٦٨
٦٦	٣	٢٣١/٢١٣/١٨٨	٢١٠,٦٧	١٣,٣٠-	١٧٦,٩٨	٥٣٠,٩٣٦
٦٨	١	١٩٦	١٩٦	٢٧,٩٧-	٧٨٢,٣٢	٧٨٢,٣٢
٧٠	٣	٢٣٢/٢٥٠/٢٠٨	٢٣٠	٦,٠٣	٣٦,٣٦	١٠٩,٠٨٢
٧٥	٢	٢٣١/٢٠٩	٢٢٠	٣,٩٧-	١٥,٧٦١	٣١,٥٢
٨٠	٢	٢٤٠/٢٢٨	٢٣٤	١٠,٠٣	١٠٠,٦٠	٢٠١,٢
٨٢	١	٢٥٧	٢٥٧	٣٣,٠٣	١٠٩٠,٩٨	١٠٩٠,٩٨
٨٦	١	٢٣٤	٢٣٤	١٠,٠٣	١٠٠,٦	١٠٠,٦
٩٠	٣	٢٥١/٢٤٢/٢٥١	٢٤٨	٢٤,٠٣	٥٧٧,٤٤	١٧٣٢,٣٢
٩٢	١	٢٥٠	٢٥٠	٢٦,٠٣	٦٧٧,٥٦	٦٧٧,٥٦
المجموع		مج [ن′(م′س −م ص)^{2}] = ٨٥٢٢,٢٨٣				

حيث يمثل العمود س درجات المتغير المستقل مرتبة تصاعدياً و بدون تكرار ، و بالتالى فان كل درجة تمثل فى حد ذاتها مجموعة فرعية. أما مجموع درجات العمود الأخير [ن′ (م′س − م س)^{2}] فيمثل الحد الثانى فى المعادلة المطلوبة .

و بالتالى يكون مجموع المربعات داخل المجموعات (البسط) = ١٥٨٣٢,٩٩−٨٥٢٢,٢٨٣ = ٧٣١٠,٧٠٧ .

أما المقام فهو درجات الحرية = ن−ك = ٤٠−١٨ =٢٢

وبالتالى فان :

$$\text{التباين داخل المجموعات} = \frac{٧٣١٠,٧٠٧}{٢٢} = ٣٣٢,٣٠٤$$

$$\text{النسبة الفائية الخطية} = \frac{٣٧٧٢,٧٦٧}{٣٣٢,٣٠٤} = ١١,٣٥٣$$

لحساب النسبة الفائية غير الخطية ، نستكمل باقى الخطوات :

الخطوة الثالثة : لحساب التباين غير الخطى: من المعادلة (٢-١٧) :

البسط = مجـ [ن(م س - م س)^{٢}] - مجموع المربعات الخطية

و لكن الحد الأول تم إيجاده فى الخطوة الثانية ، و الحد الثانى تم إيجاده فى الخطوة الأولى ،إذن : البسط = ٨٥٢٢,٢٨٣-٣٧٧٢,٧٦٧ =٤٧٤٩,٥١٦

المقام يمثل درجات الحرية = ك-٢= ١٨-٢ =١٦

$$\text{إذن التباين غير الخطى} = \frac{٤٧٤٩,٥١٦}{١٦} = ٢٩٦,٨٤٥$$

الخطوة الرابعة بعد حساب التباين غير الخطي يمكن حساب النسبة الفائية غير الخطية التالى: من المعادلة (٢-١٦)

$$\text{النسبة الفائية غير الخطية} = \frac{٢٩٦,٨٤٥}{٣٣٢,٣٠٤} = ٠,٨٩٣$$

و يمكن تلخيص الخطوات السابقة فى الجدول الاتى:

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	التباين	ف	الدلالة
بين المجموعات	٨٥٢٢,٢٨٣	١٧			
الخطية	٣٧٧٢,٧٦٧	١	٣٧٧٢,٧٦٧	١١,٣٥٣	٠,٠١
الانحراف عن الخطية	٤٧٤٩,٥١٦	١٦	٢٩٦,٨٤٥	٠,٨٩٣	غير دالة
داخل المجموعات	٧٣١٠,٧٠٧	٢٢	٣٣٢,٣٠٤		

استخدام *spss*

الخطوة الأولى : تحديد خصائص كل من المتغير المستقل(القدرة التذكرية) ،والمتغير التابع(الدافع المعرفى) المطلوب التحقق من خطية العلاقة بينهما ،و ذلك بفتح شاشة ***Variable View*** و تحديد هذه الخصائص و الموضحة أيضاً بالشاشة :

المتغير	الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
ص	الدافع	رقمي	٨	٠	درجات ٤٠ مفحوص في الدافع المعرفى	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج
س	قدر_تذكر	رقمي	٨	٠	درجات ٤٠ مفحوص في القدرة التذكرية	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج

2-3 - SPSS Data Editor

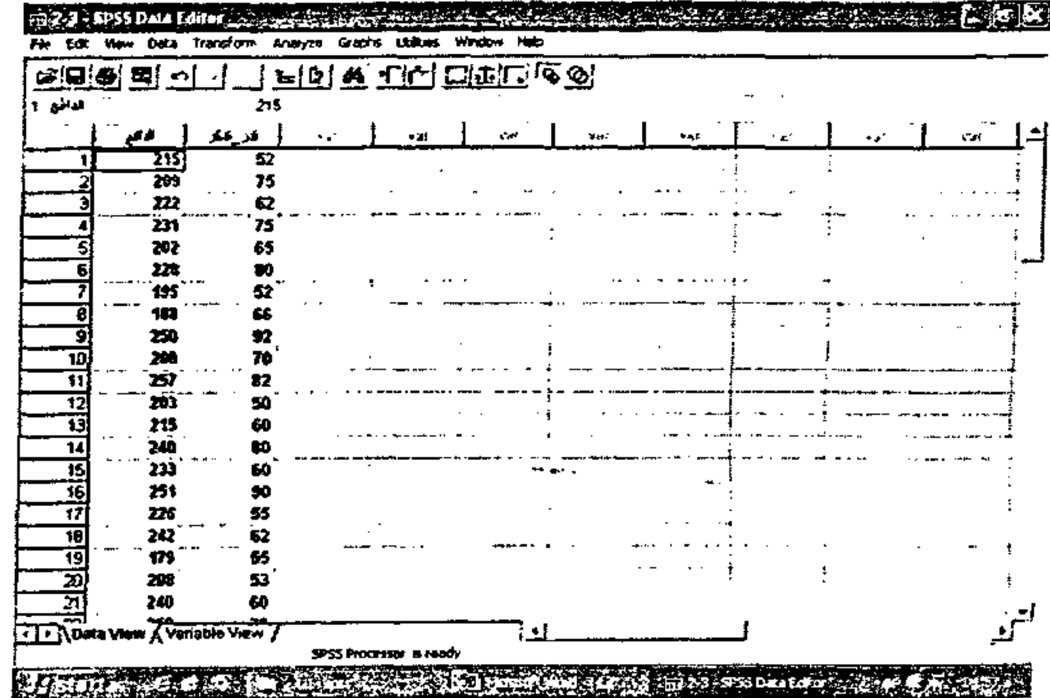
File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

	Name	Type	Width	Decim	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure
1	الدافع	Numeric	8	0	درجات ٤٠ مفحوص في الدافع المعرفي	None	None	8	Right	Scale
2	قدر_تذكر	Numeric	8	0	درجات ٤٠ مفحوص في القدرة التذكريه	None	None	8	Right	Scale

Data View / Variable View

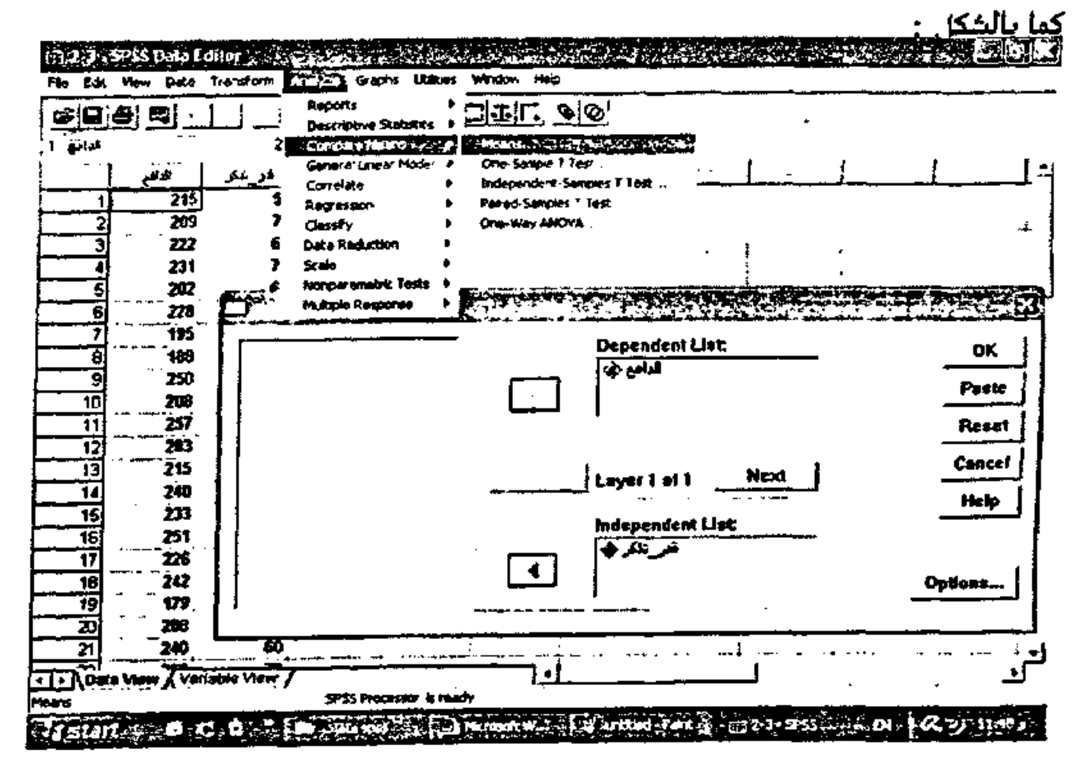
SPSS Processor is ready

الخطوة الثانية : الانتقال إلى شاشة *Data View* ، ثم كتابة البيانات الإحصائية فى العمودين "الدافع" ،"قدر_تذكر" كما هو موضح بالشكل:

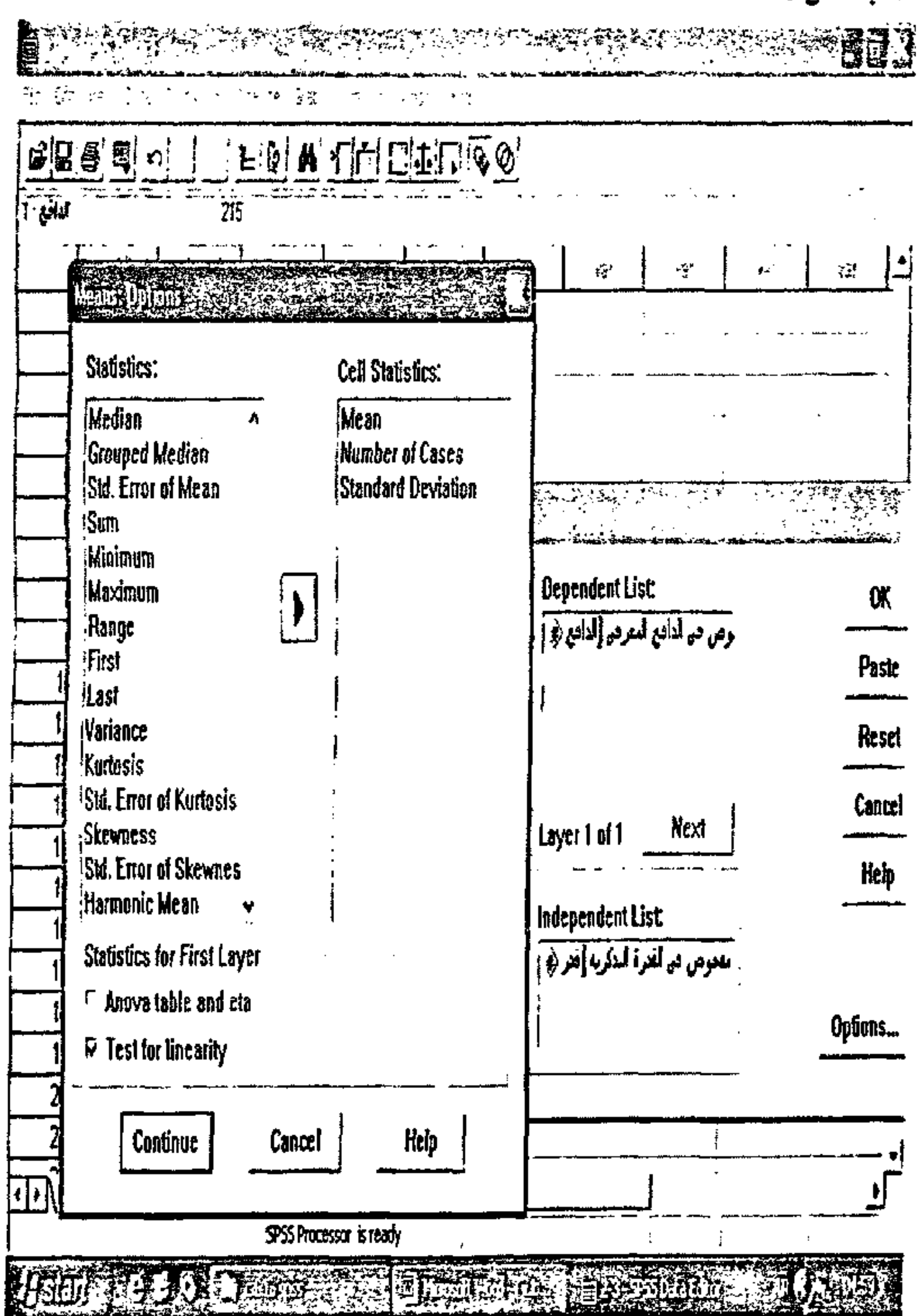


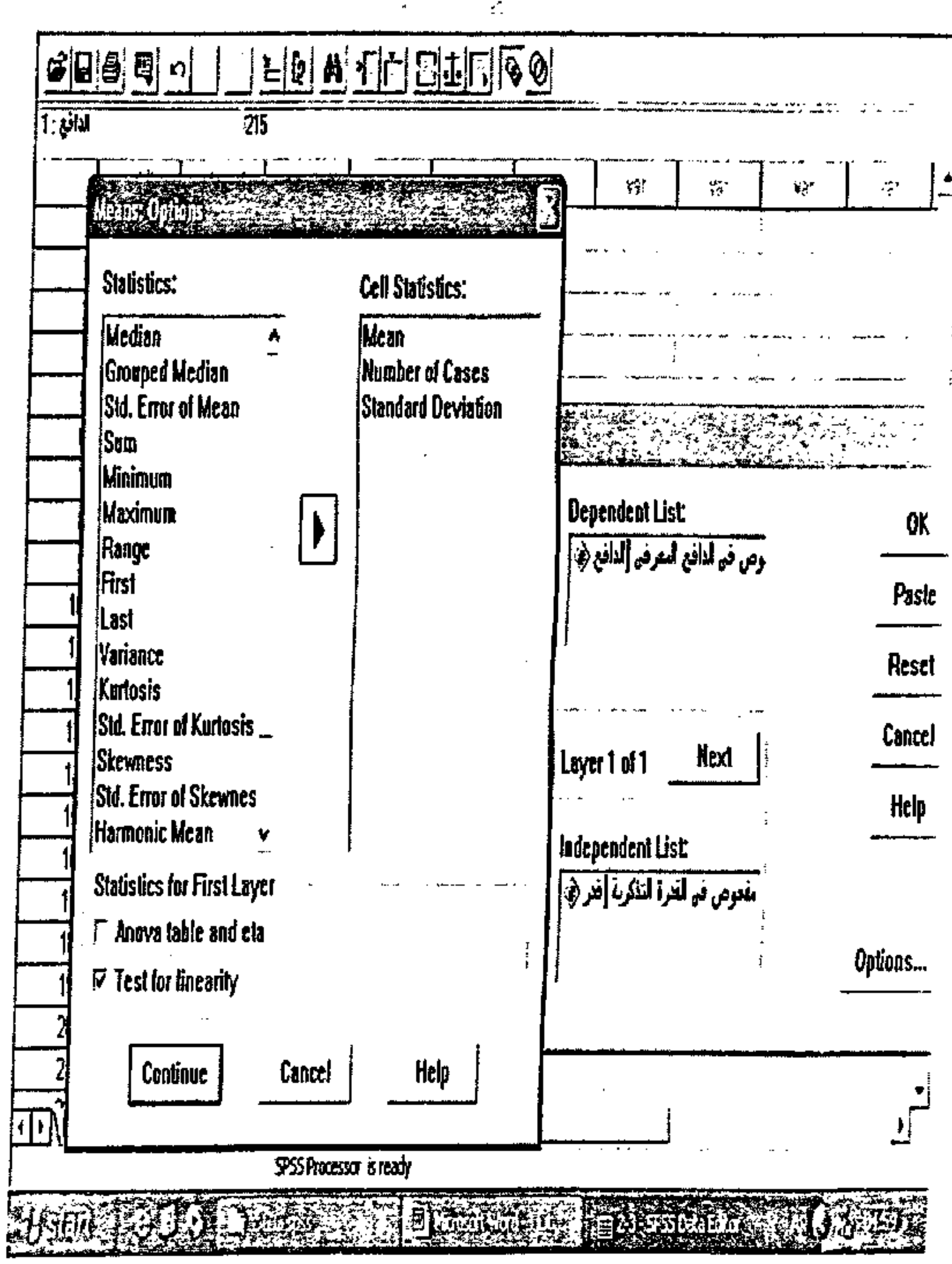
	الدافع	قدر_تذكر
1	215	52
2	209	75
3	222	62
4	231	75
5	202	65
6	228	90
7	195	52
8	188	66
9	250	92
10	208	70
11	257	82
12	283	50
13	215	60
14	240	80
15	233	60
16	251	90
17	226	55
18	242	62
19	179	65
20	208	53
21	240	60

الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر *Analyze* نختار الأمر *Compare Means* ثم الأمر الفرعي *Means...* سيظهر مربع حوار ندرج متغير البيانات "الدافع" إلى المربع المسمى *Dependent List*، و متغير البيانات "قدر_تذكر" إلى المربع المسمى *Independent List* كما بالشكل:



الخطوة الرابعة: نضغط على الذرار ...*Option* يظهر مربع حوار الذى يمدنا بخيارات عديدة نختار منها ما يهمنا و هو الاختيار *Test For Linearity* ثم نضغط على الذرار *Continue* لإخفاء مربع الخيارات هذا و الرجوع إلى مربع الحوار السابق فى الخطوة الثالثة كما بالشكل :





الخطوة الخامسة :بعد الضغط على الذرار *Ok* نحصل على معلومات كثيرة عن علاقة انحدار المتغير التابع على المتغير المستقل منها نتيجة التحقق من خطية العلاقة بين المتغيرين من خلال جدول تحليل التباين" ف" كما بالشكل :

تاسعاً : الإحصاء البارامترى و الإحصاء اللابارامترى :

يقدم الإحصاء البارامترى أساليب إحصائية تستخدم لمعالجة بيانات تتطلب توافر شروط معينة فى توزيعها مثل الاعتدالية و التجانس و الاستقلالية و العشوائية فى اختيار أفراد العينة و غيرها من الشروط الأخرى ، و يسمى الإحصاء بالبارامترية لأنه يهتم ببارامترات (معلمات) الأصل الكلى الذى اشتقت منه العينة ، و لذلك يسمى أيضاً بالإحصاء المعلمى، و يشير (فؤاد أبو حطب، آمال صادق،١٩٩١، ٧٣٤) إلى أن الإحصاء البارامترى يهتم بمعلمات الأصل أى القيم العددية التى تصف التوزيع التكرارى للأصل .

و يناسب الاحصاء البارامترى البيانات المسافية أى الكمية المتدرجة و هناك العديد من الأساليب الإحصائية البارامترية التى تستخدم فى معالجة البيانات المسافية منها: معامل الارتباط التتابعى لبيرسون و اختبار ت و اختبار ف .

أما الإحصاء اللابارامترى فهو يقدم أساليب إحصائية بديلة تستخدم فى حالة عدم توافر الشروط اللازمة لتطبيق أساليب الإحصاء البارامترى ، فالإحصاء اللابارامترى لا يتقيد بتوزيع بيانات المجتمع الذى اشتقت منه العينة فهو لا يهتم ببارامترات الأصل الكلى و لذلك يسمى أيضاً بالإحصاء اللامعلمى ، و لذلك يشير (زكريا الشربينى،٢٠٠١، ٩٩) إلى أن الإحصاء اللابارامترى يطلق عليه أيضاً إحصاء التوزيعات الحرة حيث أن الاعتماد عليه لا يتطلب شروطاً أو افتراضات معينة فى توزيع البيانات .

و تستخدم الأساليب اللابارامترية أيضاً فى حالة البيانات الموضوعة طبقاً لمستوى القياس الرتبى و كذلك مستوى القياس الإسمى.

و لكن يشير (عبد المنعم أحمد الدردير ،٢٠٠٦، ٣٧) إلى أن الاختبارات الإحصائية اللابارامترية يؤخذ عليها أنها أقل كفاءة و دقة من نظيرتها البارامترية و أحياناً يطلق عليها إحصاء الفرضيات الضعيفة .

و هناك العديد من الأساليب الإحصائية اللابارامترية التى تستخدم فى معالجة البيانات الرتبية و الاسمية منها:معامل ارتباط الرتب لسبيرمان ، مربع كا ، معامل ارتباط كاندال ، اختبار مان وتنى ، اختبار فريدمان ،معامل ارتباط فاى و غيرها من الأساليب اللابارامترية التى سيتم عرضها فى متن هذا الكتاب .

و جدير بالذكر أن هناك تمييز بين نوعين آخرين فى الإحصاء هما الإحصاء الوصفى و الإحصاء الاستدلالى، و سيتم التحدث عنهما بالتفصيل فى الفصلين الخامس و السادس من هذا الكتاب و من خلالهما سيتم عرض الأساليب الإحصائية البارامترية و اللابارمترية .

الفصل الثالث

جدولة البيانات الإحصائية

تتوقف طريقة جدولة البيانات الإحصائية التى يتم الحصول عليها على نوع البيانات كالتالى:

أولاً: إذا كانت البيانات الإحصائية من النوع الكيفى:

البيانات الإحصائية من النوع الكيفى قد يكون حجمها صغير جداً أو صغير أو كبير و يمكن استعراض ذلك كالتالى:-

١-**البيانات الكيفية ذات الحجم الصغير جداً** : وهى البيانات التى يقل عددها عن أو يساوى ٥ كما سبق أن ذكرنا و كمثال لها البيانات التالية و التى تعبر عن الحالة الاجتماعية لخمسة معلمين بمدرسة المنشية الابتدائية مثلاً :

متزوج –أعزب–متزوج–متزوج–أعزب

هذا النوع من البيانات الإحصائية ذات الحجم الصغير جداً لا يحتاج إلى تنظيم لأن عدد البيانات صغير جداً فمن السهل جداً و بدون عناء أن نستخلص من المثال السابق أن هناك ثلاثة موظفين متزوجين و أن هناك اثنان أعزبان ، لذا فان شدة صغر حجم البيانات يعطى سهولة كبيرة فى استخلاص المعلومات منها دون الحاجة إلى إعادة تنظيمها.

٢-**البيانات الكيفية ذات الحجم الصغير**: و هى البيانات التى يزيد عددها على ٥ و يقل عن أو يساوى ٣٠ و المثال التالى يوضح ذلك :

مثال (٣-١): أراد أحد الباحثين التربويين أن يتعرف على متغير النوع لدى ٢٠ معلماً بمدرسة فيصل الابتدائية فحصل على البيانات التالية:

ذكر–أنثى–أنثى–أنثى–ذكر–أنثى–أنثى–أنثى–أنثى – ذكر – أنثى–أنثى – ذكر–ذكر–ذكر–أنثى–ذكر–ذكر–أنثى–أنثى

يلاحظ من هذه البيانات وجود صعوبة بعض الشئ فى استخلاص معلومات من هذه البيانات بصورة مباشرة ما لم تنظم فى جدول تكرارى ،و يمكن عمل هذا الجدول بطريقتين :

الطريقة اليدوية :

الخطوة الأولى : يتم عمل جدول من ثلاثة أعمدة ، العمود الأول تسرد فيه البيانات الإحصائية بدون تكرار أما العمود الثانى يتم فيه وضع شرطة مائلة أمام البيان الذى يظهر فى التوزيع الأصلى فإذا تكرر البيان نضع شرطة أخرى مجاورة و هكذا و عندما نصل إلى ٥ يتم وضع الشرطة المائلة بالعكس لكى يكون حزمة عددها ٥ ،و هكذا ، أما العمود الثالث فيتم فيه تحويل العلامات الموجودة فى العمود الثانى إلى أرقام فمثلاً إذا كانت العلامات هى //// /// فيتم كتابة الرقم ٨ فى العمود الثالث و هكذا ، أما العمود الرابع فهو مخصص للتكرار النسبى و الذى فيه يتم قسمة كل تكرار على المجموع الكلى للتكرارات و يضرب الناتج فى ١٠٠ ، كما فى الجدول التالى :

البيانات الإحصائية	العلامات	التكرار	التكرار النسبى
ذكر	//// ///	٨	٨÷٢٠= ٤٠٪
أنثى	//// //// //	١٢	١٢÷٢٠=٦٠٪

الخطوة الثانية يتم حذف عمود العلامات ليصبح الجدول فى صورته النهائية مكون من ثلاثة أعمدة الأول للبيانات و الثانى للتكرار و الثالث للتكرار النسبى كما فى الجدول التالى

البيانات الإحصائية	التكرار	التكرار النسبى
ذكر	٨	٤٠٪
أنثى	١٢	٦٠٪

ملاحظة

قد يقول قائل ما أهمية الجدول التكرارى فبسهولة يمكن عد الذكور(٨) و الإناث (١٢) ، و الرد على ذلك بالقول أنك يكفى أن تقارن البيانات كما هى معروضة فى صورتها الأولية المباشرة و الجدول الأخير الذى تم التوصل إليه فمجرد النظر إلى هذا الجدول مباشرة سنعرف المعلومة بدلاً من حاجتنا المستمرة إلى عد البيانات فى كل مرة نريد أن نعرف فيها معلومة ، فالجدول يعطى المعلومات بصورة أسرع و ذات معنى .

استخدام *spss* :

الخطوة الأولى : تعريف خصائص المتغير:

إن المتغير المراد معالجته هو متغير النوع(ذكر–أنثى) ، و من ثم يتم تحديد الخصائص التالية له و الموضحة أيضاً بالشاشة :

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
نوع_معلم	نوعي	٨	لايوجد	متغير النوع(ذكر– أنثى) لدى معلمي مدرسة فيصل الابتدائية	(١،ذكر)، (٢،أنثى)	لا يوجد	٨	يمين	إسمي

3-1 - SPSS Data Editor

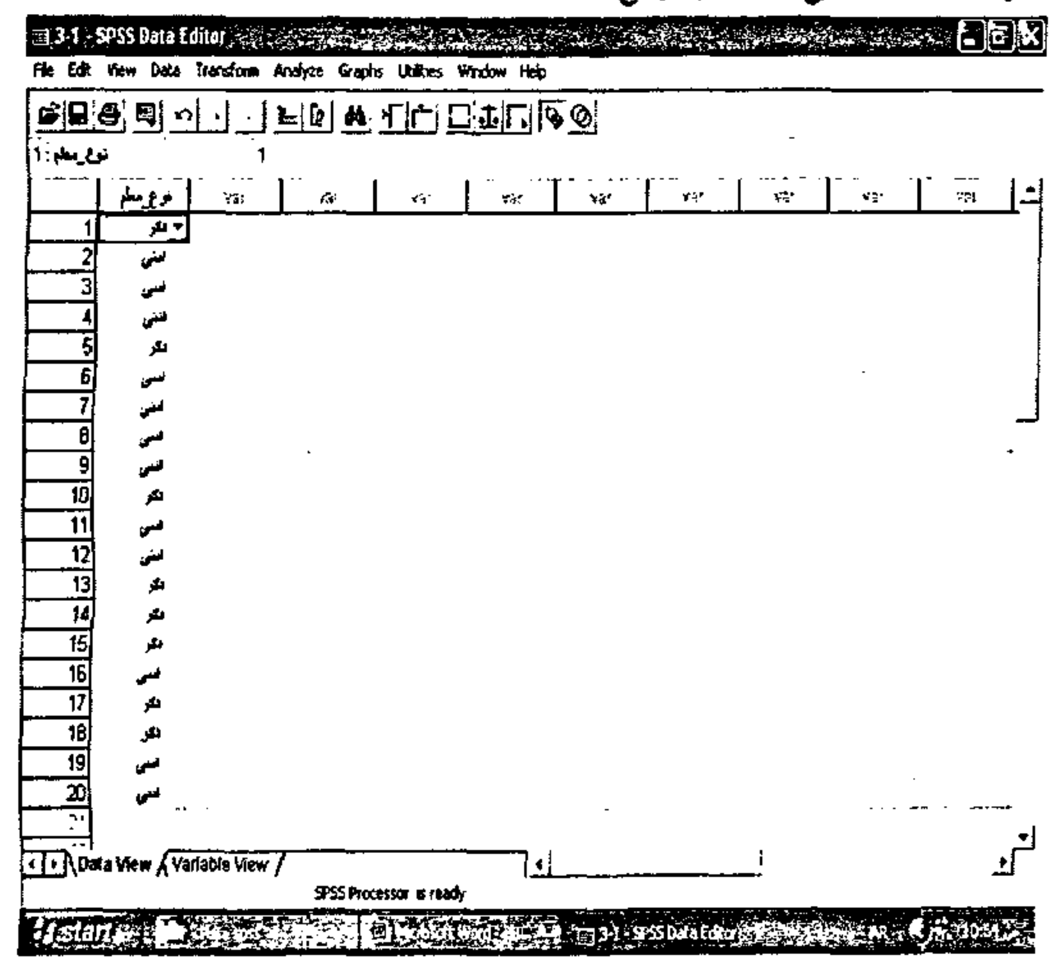
File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

	Name	Type	Width	Deci	Label	Values	Missing	Column	Align	Measure
1	نوع_معلم	String	8	0	متغير النوع(ذكر-أنثى) لدى معلمي مدرسة فيصل ا	{1, ذكر}...	None	8	Right	Nominal

Data View / Variable View

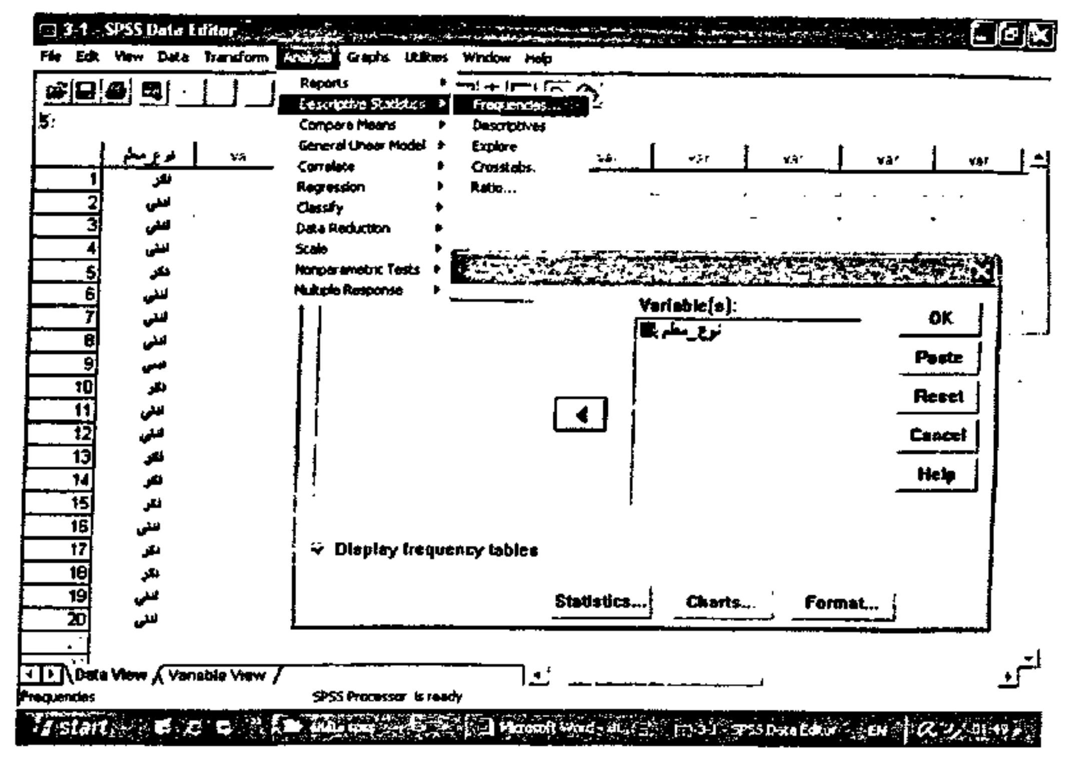
SPSS Processor is ready

الخطوة الثانية :التحول إلى شاشة *variable view* و كتابة البيانات الإحصائية فى العمود الخاص " النوع " كما هو موضح بالشكل:

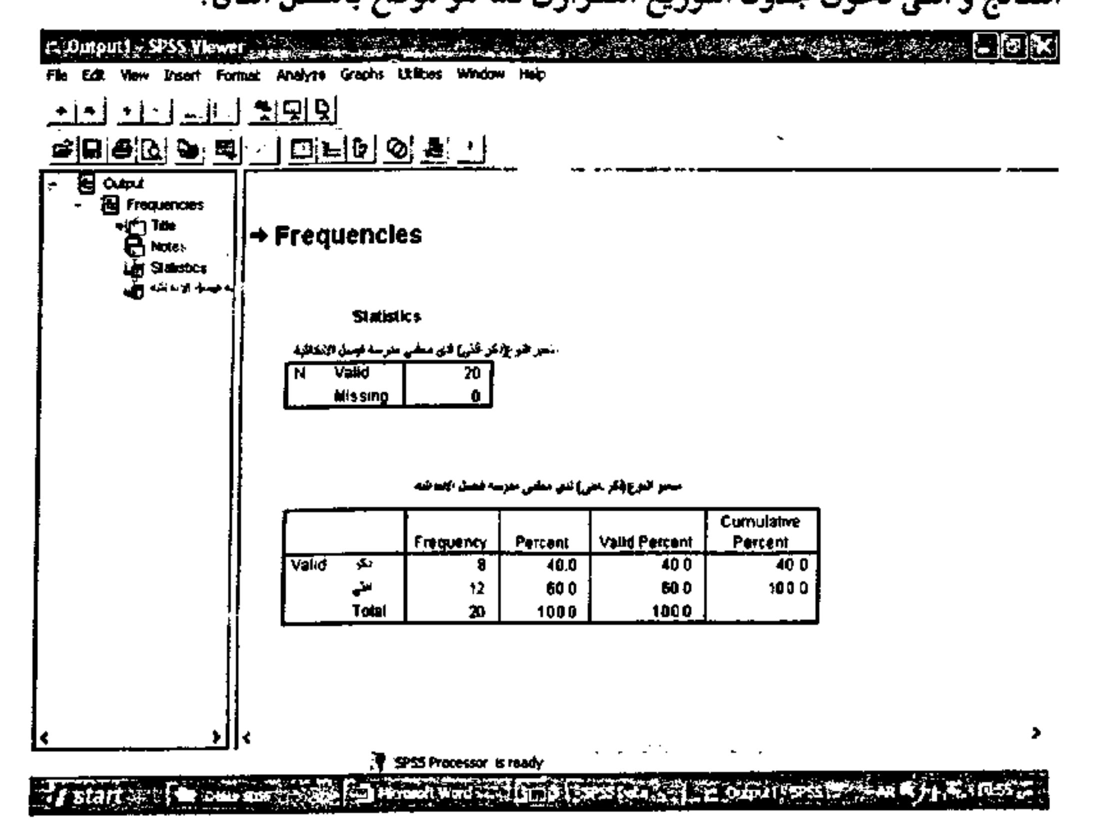


الخطوة الثالثة: من سطر الأوامر يتم اختيار الأمر :

Analyze →Descriptive Statistics →Frequencies يظهر مربع حوار يتم الضغط على السهم الأيمن لسحب التغير فى المربع المسمى *variable(s)* و يتم التأكد من أن *Display Frequency Tables* أمامها علامة صح ثم الضغط على الزرار *Ok* كما هو موضح بالشكل التالى :



الخطوة الرابعة بعد الضغط على الذرار *Ok* الموجود فى الشكل السابق تظهر صفحة النتائج و التى تحوى جدول التوريع التكرارى كما هو موضح بالشكل التالى:



N	Valid	20
	Missing	0

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	ذكر	8	40.0	40.0	40.0
	انثى	12	60.0	60.0	100.0
	Total	20	100.0	100.0	

الشكل السابق يحوى جدولين الأول منهما خاص بالتأكد من صحة معالجة كافة البيانات الداخلة في التحليل ، أما الجدول الثاني فهو جدول التوزيع التكراري و بالرغم من تعدد خطوات الطريقة الالكترونية إلا أنها سهلة التنفيذ و موثوقة النتائج خصوصاً إذا كانت البيانات عددها كبير و بالممارسة و التدريب يكتسب الباحث و المهتم خبرة في استخدام هذه الطريقة ، كما يلاحظ ظهور بطاقة التغير (متغير النوع(ذكر-أنثى) لدى معلمي مدرسة فيصل الابتدائية) في شاشة النتائج مما جعلها أسهل في القراءة و الفهم .

مقارنة الحل اليدوي بالحل الالكتروني : الثلاث أعمدة الأولى منه هي نفس الأعمدة التي تم التوصل إليها يدوياً .

تفسير النتيجة المتحصل عليها : استطعنا أن ننظم البيانات الإحصائية في صورة يسهل فهمها عن طريق جدول التوزيع التكراري فمن هذا الجدول يمكن بسهولة معرفة أن هناك ١٢ معلمة بالمدرسة و أن نسبتهن ٦٠ ٪ من العدد الكلي للمعلمين لمدرسة فيصل الابتدائية (ذكور و إناث) و في المقابل هناك ٨ معلمين و أن نسبتهم ٤٠ ٪ من العدد الكلي للمعلمين في المدرسة ، و بالتالي فان الباحث أو التربوي أو المسئول في حاجة إلى هذا النوع من الجداول حتى يحصل على معلومات أكثر وضوحاً .

٢- البيانات الكيفية ذات الحجم الكبير: و هي البيانات التي يزيد عددها على ٣٠ و هذا النوع من البيانات يصعب استخلاص المعلومات منه بصورة مباشرة و يصبح لزاماً على الباحث أو التربوي أو المسئول أن يلجأ إلى تنظيم هذه البيانات بصورة يسهل فهمها .

مثال (٢-٦): نفرض أن أحد الباحثين أراد التعرف على تقديرات ٤٢ طالباً بإحدى الفرق الجامعية في مادة الإحصاء التربوي فحصل على تقديرات ٤٠ طالب ، و فقد تقديرات طالبين أحدهما تغيب عن حضور الامتحان ، أما الطالب الآخر فحضر و لكن بمجرد إطلاعه على الامتحان رفض الإجابة، و بيانات الأربعين طالباً كالتالي:

جيد-جيد-مقبول-جيد-ضعيف-ممتاز-جيد جداً-جيد-مقبول-ممتاز-جيد-جيد جداً-ضعيف-ممتاز-جيد-مقبول-جيد-ممتاز- ممتاز -جيد جداً-مقبول-ضعيف-ضعيف-جيد جداً-جيد جداً-جيد جداً-جيد-ضعيف-ضعيف-ممتاز-جيد-جيد-ضعيف-ممتاز-ممتاز-جيد جداً-مقبول-مقبول-ممتاز-جيد جداً

البيانات السابقة بصورتها المباشرة لا تمكننا من استخلاص أى معلومات منها ما لم تنظم و ترتب فى جدول تكرارى و يمكن عمل هذا الجدول بطريقتين كالتالى:

الطريقة اليدوية :

الخطوة الأولى : يتم إعداد الجدول التالى و الذى يتكون من ٤ أعمدة كما بالشكل :

البيانات الإحصائية	العلامات	التكرار	التكرار النسبى
ضعيف	~~////~~ //	٧	٧÷٤٠= ١٧,٥٪
مقبول	~~////~~ /	٦	٦÷٤٠=١٥٪
جيد	~~////~~ ~~////~~	١٠	١٠÷٤٠=٢٥٪
جيد جداً	~~////~~ ///	٨	٨÷٤٠=٢٠٪
ممتاز	~~////~~ ////	٩	٩÷٤٠=٢٢,٥٪
المجموع	٤٠	٤٠	١٠٠٪

و لكى نتحقق من صحة العمل ينبغى أن يكون مجموع التكرارات هو نفسه عدد البيانات و هو فى المثال السابق ٤٠.

الخطوة الثانية : بعد ذلك يتم حذف عمود العلامات و اختزال الجدول السابق فى صورة أكثر وضوحاً كالتالى:

البيانات الإحصائية	التكرار	التكرار النسبى
ضعيف	٧	١٧,٥٪
مقبول	٦	١٥٪
جيد	١٠	٢٥٪
جيد جداً	٨	٢٠٪
ممتاز	٩	٢٢,٥٪
المجموع	٤٠	١٠٠٪

استخدام spss :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغير المطلوب معالجة بياناته :و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص التالية و الموضحة أيضاً بالشاشة :

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
تق_جامعة	نوعى	٨	لايوجد	تقديرات طلاب كلية التربية فى الإحصاء التربوى	(٠، ضعيف)، (١، مقبول)، (٢، جيد)، (٣، جيدجدا)، (٤، ممتاز)	(س، غائب)، (ص، رفض الإجابة)	٨	يمين	رتبى

3:2 - SPSS Data Editor

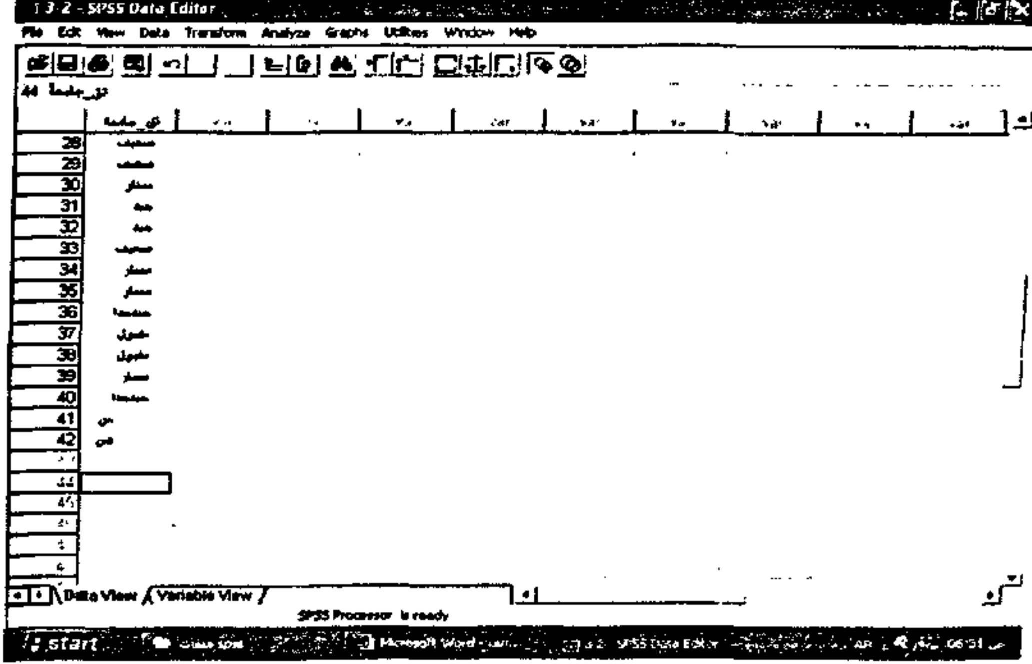
File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

	Name	Type	Widt	Decimal	Label	Values	Missing	Column	Align	Measure
1	تق_جامعة	String	8	0	تقديرات طلاب كليه التربيه فى الاحصاء التربوى	{0, ضعيف}...	[illegible]	8	Right	Ordinal

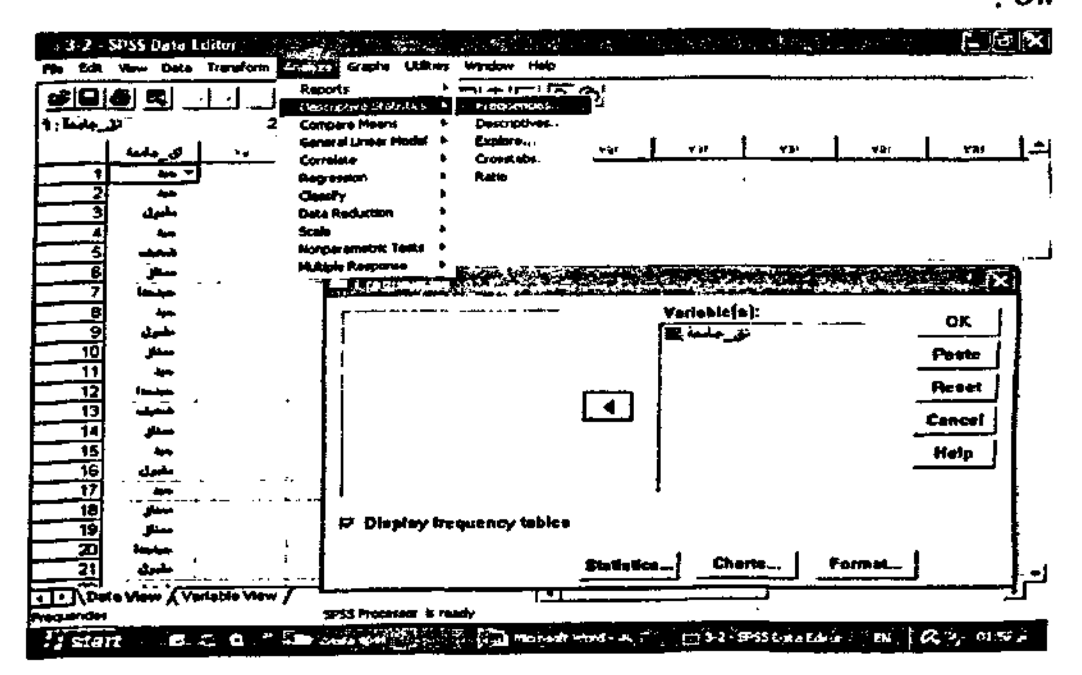
Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

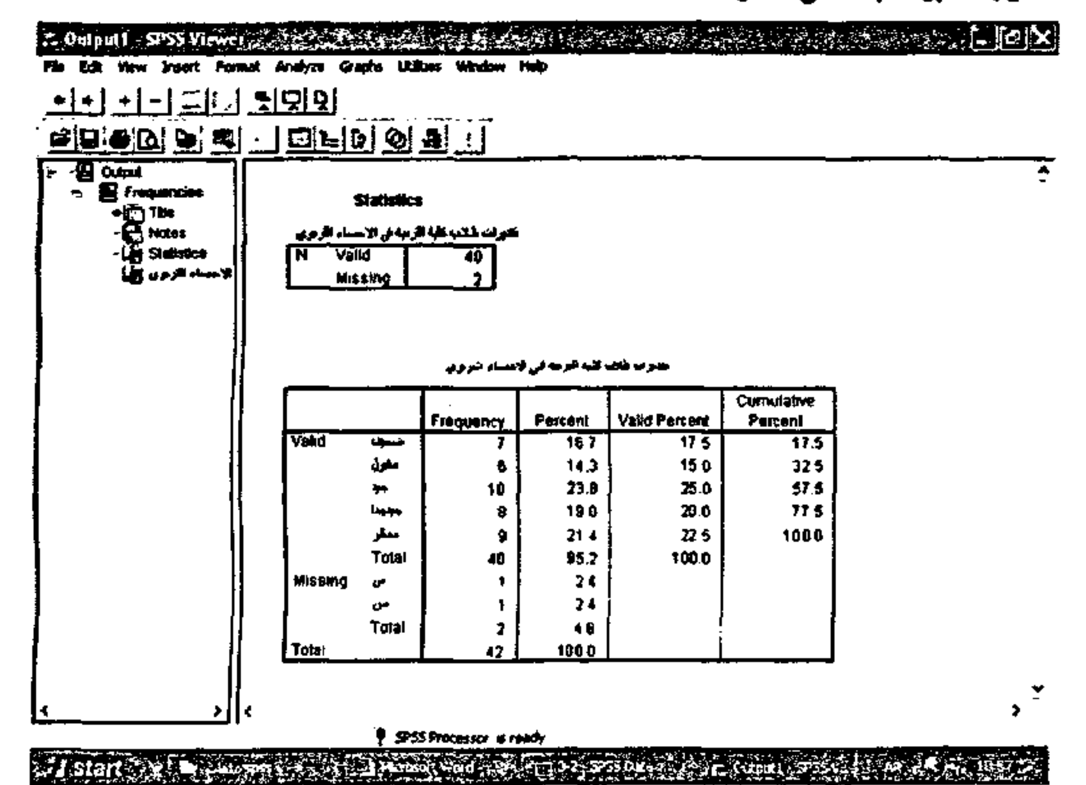
الخطوة الثانية:يتم الانتقال إلى شاشة *data view* ثم تفريغ البيانات الإحصائية في العمود "تق_جامعة" كما هو واضح بالشكل:



الخطوة الثالثة: من سطر الأوامر يتم اختيار الأمر *Analyze →Descriptive Statistics →Frequencies* يظهر مربع حوار كما هو موضح بالشكل التالي يتم الضغط على السهم الأيمن لسحب المتغير في مربع العمليات و يتم التأكد من أن *Display Frequency Tables* أمامها علامة صح ثم الضغط على الذرار *Ok*.



الخطوة الرابعة : الحصول على ناتج التحليل و ذلك بعد الضغط على ذرار *Ok* و النتيجة مبينة بالشكل التالى



Statistics

تقديرات طلاب كلية التربية في الإحصاء التربوي		
N	Valid	40
	Missing	2

تقديرات طلاب كلية التربية في الإحصاء التربوي

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	ضعيف	7	16.7	17.5	17.5
	مقبول	6	14.3	15.0	32.5
	جيد	10	23.8	25.0	57.5
	جيد جدا	8	19.0	20.0	77.5
	ممتاز	9	21.4	22.5	100.0
	Total	40	95.2	100.0	
Missing	س	1	2.4		
	ص	1	2.4		
	Total	2	4.8		
Total		42	100.0		

مقارنة بين الطريقة اليدوية و طريقة *spss* :

يتضح من الشكل السابق أن الجدول الخاص بتوزيع التقديرات الجامعية "تق_جامعة" و خاصة أعمدته الثلاثة الأولى هو نفس الجدول الذى تم الحصول عليه يدوياً .

تفسير القيم المفقودة . وجود قيمتين مفقودتين أحدهما س و هى كما حددناها يعنى أن هناك شخص تغيب عن الامتحان و الأخرى ص و هى تعنى أن هناك شخص رفض الإجابة على الامتحان و يمكن الاستفادة من ذلك فى تفسير نتائج الامتحان .

***التفسير التربوى للجدول المتحصل عليه يدوياً و الكترونياً**:

نلاحظ أن البيانات المسرودة فى المثال بشكلها المباشر لا تقدم أى معلومات يمكن الاستفادة منها و لكن عندما تم تنظيمها فى جدول تكرارى أمكننا الحصول على العديد من المعلومات منها أن هناك ٩ طلاب حاصلين على تقدير مقبول و أن هناك ٧ طلاب حاصلين على تقدير ضعيف و أن نسبة الطلاب الحاصلين على تقدير جيد من المجموعة ٢٥ ٪ ، و هكذا .....

ثانياً: إذا كانت البيانات الإحصائية من النوع الكمي:

البيانات الكمية هى البيانات التى تأخذ أرقام و البيانات الكمية قد تكون متصلة أو منفصلة و لكن في مجال العلوم النفسية و التربوية فان معظم البيانات يكون من النوع المنفصل بأخذه أرقاماً صحيحة بدون كسور ، كما سبق و أوضحنا ،ويمكن استعراض الأنواع المختلفة من البيانات الكمية و كيفية تنظيمها كالتالى:

١- البيانات الكمية ذات الحجم الصغير جداً:

و هى البيانات الكمية التى يصل عددها إلى ٥ أو أقل و هذا النوع من البيانات لا يحتاج إلى تنظيم أو تمثيل بيانى نظراً لشدة صغر حجم بياناته و لعل المثال التالى يوضح ذلك :

أراد معلم أن يتعرف على درجات الطلاب الخمس الموجودين فى الصفوف الأخيرة من الفصل فى اختبار مادة القراءة ذى الدرجة الكلية ٢٠ فحصل على البيانات التالية:

٧-٩-٥-٨-٥

ما هى المعلومات التى يمكن استخلاصها من هذه البيانات؟

ببساطة شديدة و بدون أدنى عناء يمكن معرفة أن هناك طالبين حصلا على الدرجة ٥ ، و أن هناك ثلاثة طلاب حصلوا على الدرجات ٧ و ٨ و٩ و أن جميع الطلاب الخمس درجاتهم منخفضة لأنها أقل من نصف الدرجة الكلية،و بالتالى استطعنا استخلاص معلومات دون الحاجة إلى جدول تكرارى نظراً للصغر الشديد لحجم البيانات .

٢-البيانات الكمية ذات عدد البيانات الصغير (٥<ن≤٣٠) و البيانات الكمية ذات عدد البيانات الكبير (٣٠<ن) :

سواء كانت البيانات الكمية عددها صغير أو كبير فإننا فى حاجة إلى تنظيمها فى جداول تكرارية ،و يتوقف شكل الجدول على (عدد القيم المختلفة)فيه سواء كان هذا العدد كبير أو صغير ، و بالتالى فان الذى يحدد شكل الجدول هو (عدد القيم المختلفة)و ليس عدد البيانات الكلى ،و عليه يمكن استعراض نوعي البيانات الكمية من حيث عدد القيم المختلفة و كيفية تنظيمها كالتالى:

٢-أ: البيانات الكمية ذات العدد الصغير من القيم المختلفة : و هي كما سبق ذكره البيانات التي يكون عدد القيم المختلفة فيها أقل من أو يساوى ٢٠ ، و سواء كانت هذه البيانات عددها صغير أم كبير فان أنسب تنظيم لها هو الجدول التكرارى البسيط كما سيتضح من المثالين التاليين، المثال الأول منهما يعرض بيانات كمية عدد قيمها المختلفة صغير و أيضاً عدد بياناتها صغير ، و الثاني يعرض بيانات كمية عدد قيمها المختلفة صغير ولكن عدد بياناتها كبير :

مثال (٢-٢): أراد باحث التعرف على درجة التوافق الإجتماعى لدى عينة من مفحوصيه عددهم ٢٧ فكانت درجاتهم على مقياس التوافق ذى الدرجة الكلية ١٦ موزعة كالتالى:

١٤-٩-٩-١٤-٧-١٢-٦-١٣-١٠-١٠-٨-٧-١٤-٨-١٢-٧-١٢-٦-١٢-١٣-١٤-٩- ١٢-٨-١٤-١٢-٩

ما هي المعلومات التي يمكن استخلاصها من هذه البيانات؟

يلاحظ من البيانات السابقة صعوبة استخلاص أية معلومات منها من شكلها المباشر مما يحتم علينا ضرورة إعادة تنظيمها بصورة تجعلنا قادرين على قراءة هذه البيانات قراءة مفيدة .

الطريقة اليدوية :

الخطوة الأولى : لكى ننظم هذه البيانات علينا معرفة عدد قيمها المختلفة هل هو كبير أم صغير ، و حيث أنه يوجد ٨ قيم مختلفة فقط أى أقل من ٢٠ و بالتالى فإن عدد القيم المختلفة صغير و بالتالى يتم تنظيمها فى جدول تكرارى بسيط .

الخطوة الثانية : الجدول التكرارى البسيط *frequency table* هو جدول الصورة المبدئية له عبارة عن أربعة أعمدة الأول منهم للدرجات و ذلك بترتيب القيم المختلفة تصاعدياً من الأصغر للأكبر، أما العمود الثانى فهو للتكرار و الثالث للتكرار النسبى ، و هناك عمود رابع يسمى عمود العلامات و ترتيبه فى الجدول بعد عمود الدرجات ، و الجدول فى صورته المبدئية كالتالى:

البيانات الإحصائية	العلامات	التكرار	التكرار النسبي
٦	//	٢	٪٧,٤=٢٧÷٢
٧	///	٣	٪١١,١ =٢٧÷٣
٨	///	٣	٪١١,١ =٢٧÷٣
٩	////	٤	٪١٤,٨ =٢٧÷٤
١٠	//	٢	٪٧,٤=٢٧÷٢
١٢	/ ////	٦	٪٢٢,٢ =٢٧÷٦
١٣	//	٢	٪٧,٤=٢٧÷٢
١٤	////	٥	٪١٨,٥ =٢٧÷٥
المجموع		٢٧	٪١٠٠ =٢٧÷٢٧

الخطوة الثالثة الجدول السابق يتم اختزاله إلى الصورة النهائية التالية، و ذلك بعد حذف عمود العلامات .

البيانات الإحصائية	التكرار	التكرار النسبي
٦	٢	٪٧,٤
٧	٣	٪١١,١
٨	٣	٪١١,١
٩	٤	٪١٤,٨
١٠	٢	٪٧,٤
١٢	٦	٪٢٢,٢
١٣	٢	٪٧,٤
١٤	٥	٪١٨,٥
المجموع	٢٧	٪١٠٠ =٢٧÷٢٧

استخدام *spss* :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغير المطلوب معالجة بياناته :و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص الموضحة أيضاً بالشاشة :

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
توافق_اج	رقمى	٨	لايوجد	درجات ٢٧ مفحوص فى التوافق الإجتماعى بمؤسسات الرعاية	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج

3-3 - SPSS Data Editor

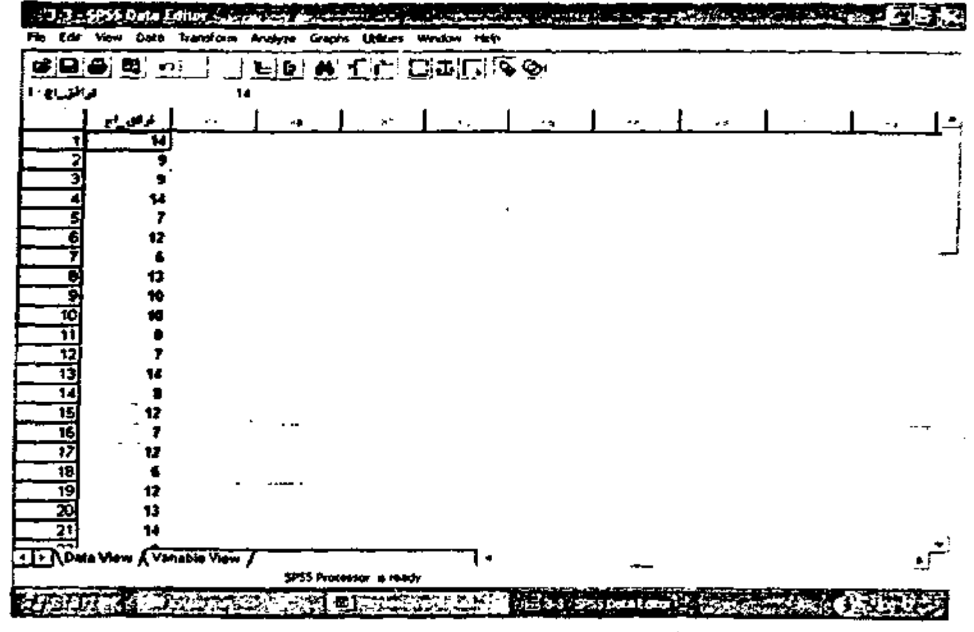
File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

	Name	Type	Width	Decim	Label	Values	Missing	Colum	Align	Measure
1	توافق_اج	Numeric	8	0	درجات ٢٧ مفحوص فى التوافق الاجتماعى بمؤسسات الرعاية	None	None	8	Right	Scale

Data View / Variable View

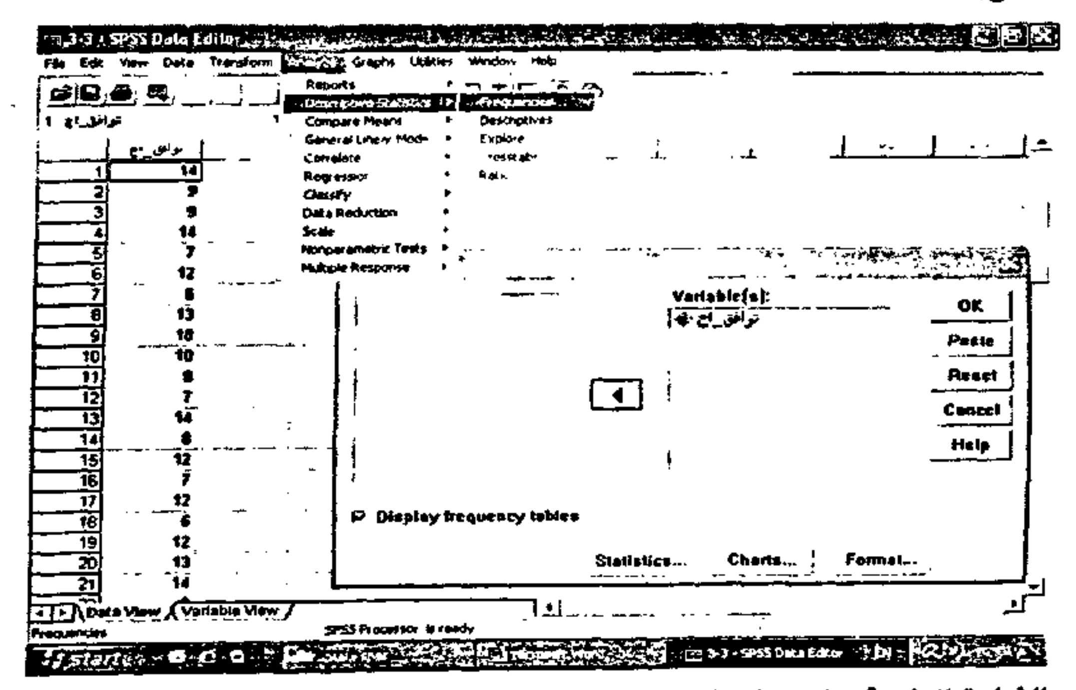
SPSS Processor is ready

الخطوة الثانية :يتم الانتقال إلى شاشة *data view* ، ثم يتم تفريغ البيانات الإحصائية فى العمود" توافق _اج " ، كما هو واضح بالشكل:

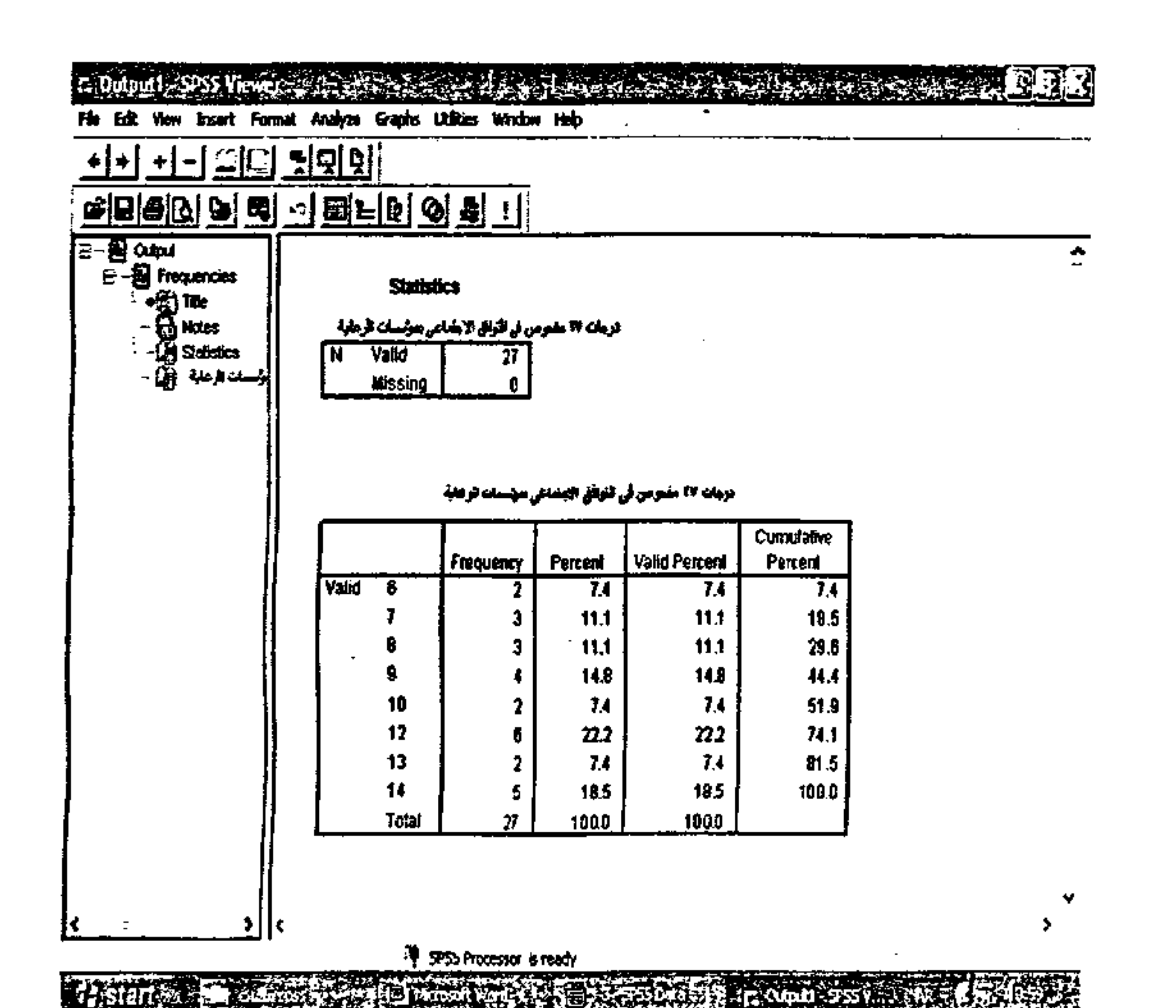


الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر يتم اختيار الأمر

Analyze →Descriptive Statistics →Frequencies يظهر مربع حوار كما هو موضح بالشكل التالى يتم الضغط على السهم الأيمن لسحب المتغير فى مربع المسمى *variable(s)* ، و يتم التأكد من أن *Display Frequency Tables* أمامها علامة صح كالتالى:



الخطوة الرابعة : الحصول على ناتج التحليل و ذلك بعد الضغط على ذرار *Ok* و النتيجة مبينة بالشكل التالى:



Statistics

درجات ٢٧ مفحوص فى التوافق الإجتماعى بمؤسسات الرعاية

N	Valid	27
	Missing	0

درجات ٢٧ مفحوص فى التوافق الإجتماعى بمؤسسات الرعاية

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	6	2	7.4	7.4	7.4
	7	3	11.1	11.1	18.5
	8	3	11.1	11.1	29.6
	9	4	14.8	14.8	44.4
	10	2	7.4	7.4	51.9
	12	6	22.2	22.2	74.1
	13	2	7.4	7.4	81.5
	14	5	18.5	18.5	100.0
	Total	27	100.0	100.0	

مقارنة بين الطريقة اليدوية و طريقة *spss* :

يتضح من الشكل السابق أن الجدول الخاص بتوزيع متغير التوافق الإجتماعى"توافق_اج" و خاصة أعمدته الثلاثة الأولى هو نفس الجدول الذى تم الحصول عليه يدوياً .

التفسير التربوى للجدول المتحصل عليه يدوياً و الكترونياً:

نلاحظ أن البيانات المسرودة فى المثال بشكلها المباشر لا تقدم أى معلومات يمكن الاستفادة منها و لكن عندما تم تنظيمها فى جدول تكرارى أمكننا الحصول على العديد من المعلومات منها أن هناك طالبين حصلا على أدنى درجة و هى ٦ و كان نسبتهم فى المجموعة ٧,٤٪ ، كما أن هناك ٥ طلاب حصلوا على أعلى درجة فى المجموعة و هى ١٤ و هؤلاء الطلاب يشكلون ١٨,٥٪ من المجموعة ،كما أن الدرجة ١٢ حصل عليها أكبر عدد من الطلاب و عددهم ٦ ، و هكذا يمكننا بسهولة قراءة هذا الجدول و استخلاص معلومات منه .

مثال (٢-٤): أراد أخصائي نفسي قياس درجة القلق لدى مجموعة من طلاب الثانوية العامة قبل امتحانهم بأسبوع عددهم ٤٧ و لكن استطاع الحصول على درجات ٤٠ طالب أما باقي المفحوصين فلم يستطع الحصول على بياناتهم لأسباب مختلفة منها التغيب أو رفض الإجابة أو ترك بعض البنود دون إجابة ، و درجات ال(٤٠) طالب كالتالى :

٥٠-٤٥-٥٩-٥٠-٤٠-٥٦-٢٩-٣٥-٥٨-٥٨-٥٠-٥٥-٣١-٤٠-٤٧-٥٨-٥٦-٥٦-٥٢-٥٤-
٤٦-٥٨-٤٦-٤٧-٣٢-٥٦-٤٩-٥٢-٤٧-٣٥-٢٩-٥٥-٤٠-٤٥-٢٦-٣٣-٥٨-٥٠-٢٩-٥٤

ما هى المعلومات التي يمكن استخلاصها من هذه البيانات؟

يلاحظ من البيانات السابقة صعوبة استخلاص أية معلومات منها من شكلها المباشر مما يحتم علينا ضرورة إعادة تنظيمها بصورة تجعلنا قادرين على قراءة هذه البيانات قراءة معيده

الطريقه اليدويه

الخطوة الأولى

البيانات السابقه تحتوى على ١٨ قيمه مختلفة . اى أن عدد القيم المختلفة أقل من ٢٠ و بالتالى فهى بيانات ذات عدد قليل من القيم المختلفه و بالتالى يتم تنظيمها فى جدول تكرارى بسيط

الخطوة الثانيه

الصورة المبدئيه لهذا الجدول تتكون من أربعة أعمدة

الأول خاص بالبيانات الإحصائية و هى تعبر عن القيم المختلفة فى التوزيع مرتبة تصاعديا

تدريب
ما الفرق بين المدى الكلي لبيانات التوزيع و عدد القيم المختلفة فيه

الثاني :للعلامات التكرارية .

الثالث : تحويل العلامات التكرارية لأرقام

الرابع : للتكرار النسبي .

البيانات الاحصائية	العلامات	التكرار	التكرار النسبي
٢٦	/	١	١÷٤٠= ٢,٥٪
٢٩	///	٣	٣÷٤٠= ٧,٥٪
٣١	/	١	١÷٤٠= ٢,٥٪
٣٢	/	١	١÷٤٠= ٢,٥٪
٣٣	/	١	١÷٤٠= ٢,٥٪
٣٥	//	٢	٢÷٤٠= ٥٪.
٤٠	///	٣	٣÷٤٠= ٧,٥٪
٤٥	//	٢	٢÷٤٠= ٥٪.
٤٦	//	٢	٢÷٤٠= ٥٪.
٤٧	///	٣	٣÷٤٠= ٧,٥٪
٤٩	/	١	١÷٤٠= ٢,٥٪
٥٠	////	٤	٤÷٤٠= ١٠٪.
٥٢	//	٢	٢÷٤٠= ٥٪.
٥٤	//	٢	٢÷٤٠= ٥٪.
٥٥	//	٢	٢÷٤٠= ٥٪.
٥٦	////	٤	٤÷٤٠= ١٠٪.
٥٨	~~////~~	٥	٥÷٤٠= ١٢,٥٪.
٥٩	/	١	١÷٤٠= ٢,٥٪
المجموع	٤٠	٤٠	١٠٠٪

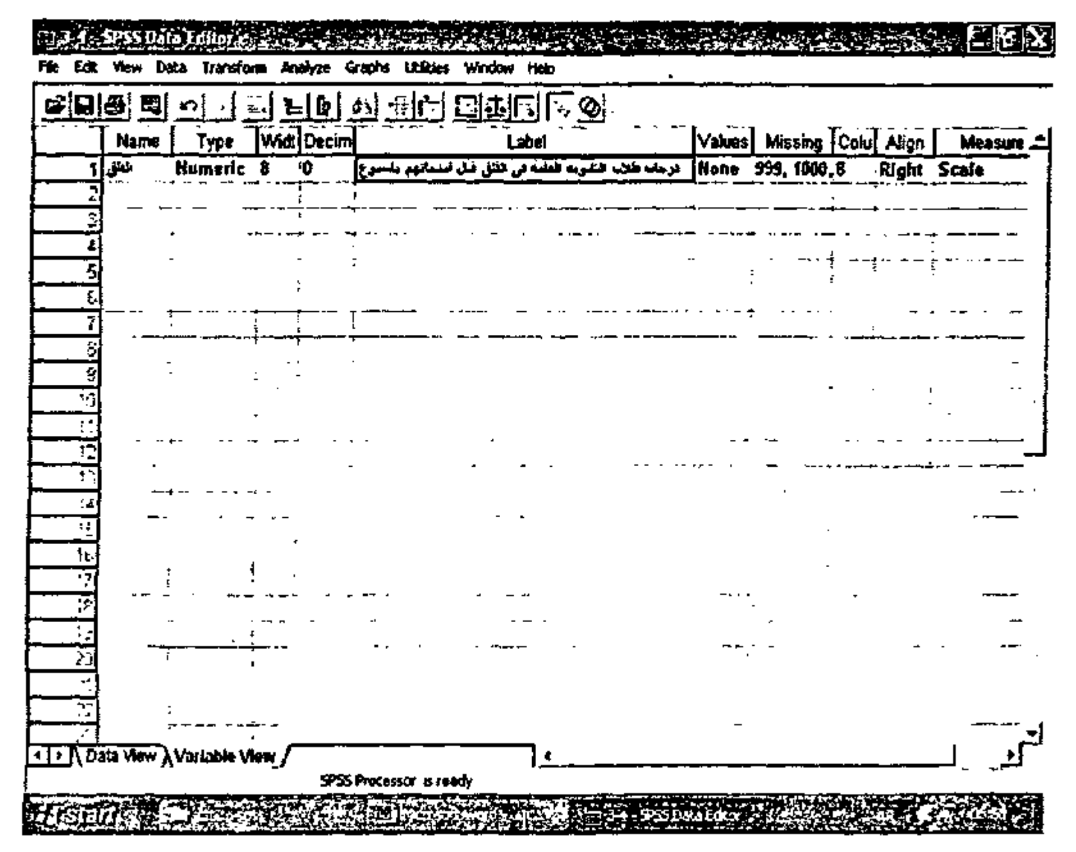
الخطوة الثالثة الجدول السابق يتم اختزاله إلى الصورة النهائية التالية ، و ذلك بعد حذف عمود العلامات :

البيانات الاحصائية	التكرار	التكرار النسبي
٢٦	١	١÷٤٠= ٢,٥٪
٢٩	٣	٣÷٤٠=٧,٥٪
٣١	١	١÷٤٠= ٢,٥٪
٣٢	١	١÷٤٠= ٢,٥٪
٣٣	١	١÷٤٠= ٢,٥٪
٣٥	٢	٢÷٤٠= ٥٪.
٤٠	٣	٣÷٤٠=٧,٥٪
٤٥	٢	٢÷٤٠= ٥٪.
٤٦	٢	٢÷٤٠= ٥٪.
٤٧	٣	٣÷٤٠=٧,٥٪
٤٩	١	١÷٤٠= ٢,٥٪
٥٠	٤	٤÷٤٠= ١٠٪.
٥٢	٢	٢÷٤٠= ٥٪.
٥٤	٢	٢÷٤٠= ٥٪.
٥٥	٢	٢÷٤٠= ٥٪.
٥٦	٤	٤÷٤٠= ١٠٪.
٥٨	٥	٥÷٤٠= ١٢,٥٪.
٥٩	١	١÷٤٠= ٢,٥٪
المجموع	٤٠	١٠٠٪

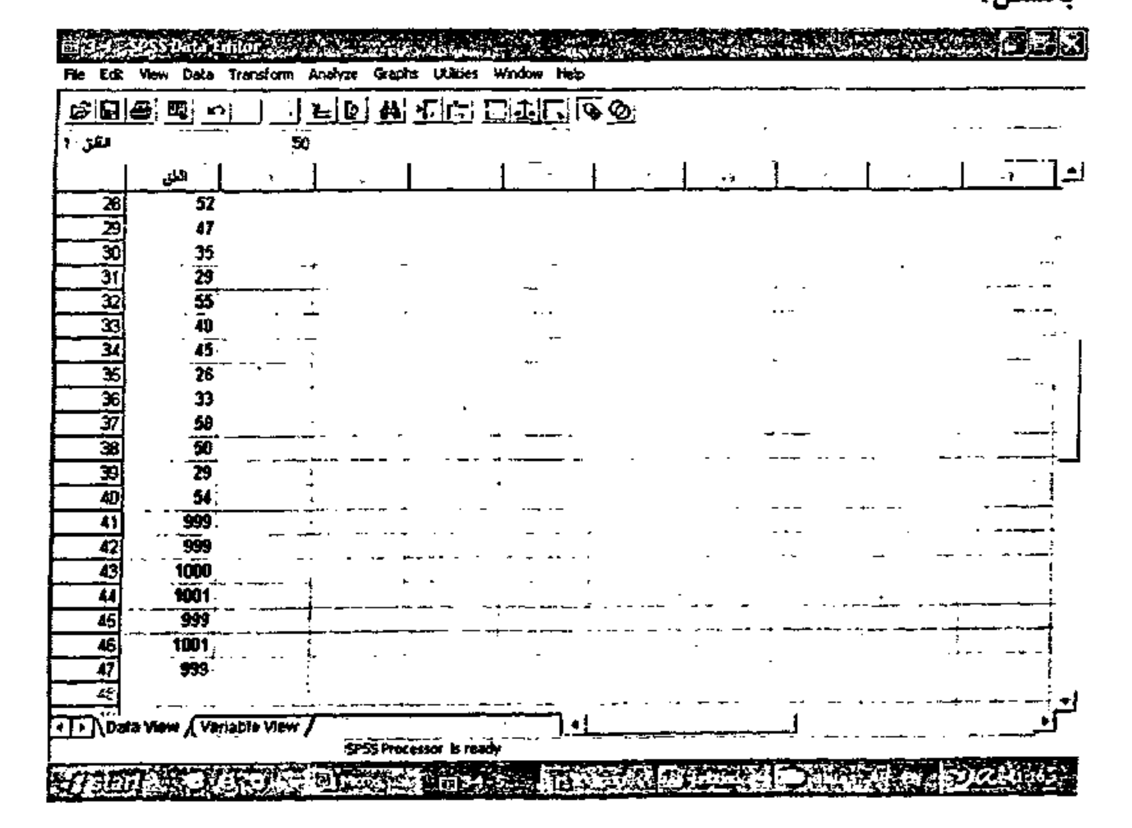
استخدام *spss*

الخطوة الأولى تحديد خصائص المتغير المطلوب معالجه بياناته :و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص و الموضحة أيض بالشاشة

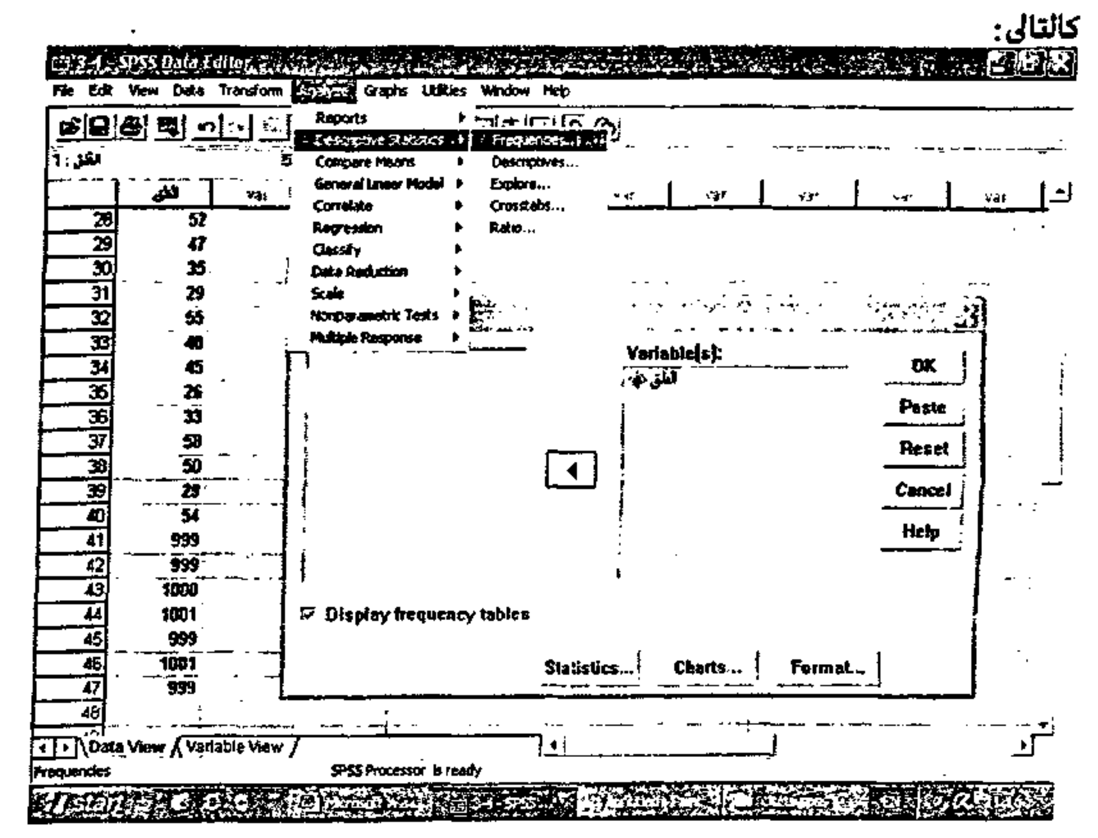
الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشريه	بطاقة المتغير	لأكواد	القيم المفقوده	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القيس
القلق	رقمي	٨	لايوجد	درجات طلاب الثانوية العامة في القلق قبل امتحانهم بأسبوع	لا يوجد	٩٩٩٠ تنيب المفحوص، (١٠٠٠ ر فقده الإجابة).(١٠٠١. تركه بعض بنود الاختبار)	٨	يمين	متدرج



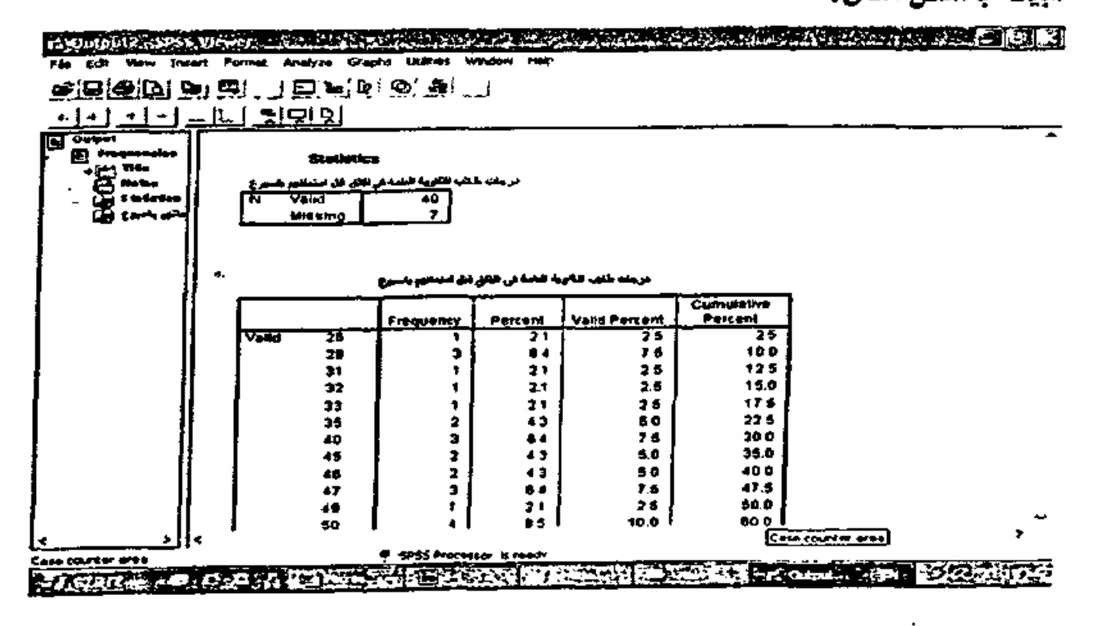
الخطوة الثانية : يتم تفريغ البيانات الإحصائية في العمود " القلق " كما هو واضح بالشكل :



الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر يتم اختيار الأمر *Analyze →Descriptive Statistics →Frequencies* يظهر مربع حوار كما هو موضح بالشكل التالى يتم الضغط على السهم الأيمن لسحب المتغير فى مربع المسمى *variable(s)* ، و يتم التأكد من أن *Display Frequency Tables* أمامها علامة صح كالتالى:



الخطوة الرابعة : الحصول على ناتج التحليل و ذلك بعد الضغط على ذرار *Ok* و النتيجة مبينة بالشكل التالى:



Statistics

N	Valid	40
	Missing	7

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	28	1	2.1	2.5	2.5
	29	3	6.4	7.5	10.0
	31	1	2.1	2.5	12.5
	32	1	2.1	2.5	15.0
	33	1	2.1	2.5	17.5
	35	2	4.3	5.0	22.5
	40	3	6.4	7.5	30.0
	45	2	4.3	5.0	35.0
	46	2	4.3	5.0	40.0
	47	3	6.4	7.5	47.5
	48	1	2.1	2.5	50.0
	50	4	8.5	10.0	60.0

Output2 - SPSS Viewer

File Edit View Insert Format Analyze Graphs Utilities Window Help

Output
Frequencies
Title
Notes
Statistics

	32	1	2.1	2.5	15.0
	33	1	2.1	2.5	17.5
	35	2	4.3	5.0	22.5
	40	3	6.4	7.5	30.0
	45	2	4.3	5.0	35.0
	46	2	4.3	5.0	40.0
	47	3	6.4	7.5	47.5
	49	1	2.1	2.5	50.0
	50	4	8.5	10.0	60.0
	52	2	4.3	5.0	65.0
	54	2	4.3	5.0	70.0
	55	2	4.3	5.0	75.0
	56	4	8.5	10.0	85.0
	58	5	10.6	12.5	97.5
	59	1	2.1	2.5	100.0
	Total	40	85.1	100.0	
Missing	999	4	8.5		
	1000	1	2.1		
	1001	2	4.3		
	Total	7	14.9		
Total		47	100.0		

SPSS Processor is ready

start

مقارنة بين الطريقة اليدوية و طريقة *spss* يتضح من الشكل السابق أن الجدول الخاص بمتغير القلق و خاصة أعمدته الثلاثة الأولى هو نفس الجدول الذى تم الحصول عليه يدوياً ، باستثناء وجود القيم المفقودة و التى يمكن اعدادها يدوياً .

تفسير القيم المفقودة :

(٩٩٩) و هى تكراراها ٤ و تعنى أن هناك أربعة طلاب تغيبوا عن حضور امتحان القلق .

(١٠٠٠) و هى تكرارها ١ و تعنى أن هناك طالب واحد حضر و لكنه رفض الإجابة .

(١٠٠١) و هى تكرارها ٢ و تعنى أن هناك طالبان تركا بعض أسئلة اختبار القلق دون إجابة .و هذه المعلومات كما سبق و أوضحنا تفيد فى عملية التفسير السيكولوجي لبنود الاختبار

التفسير التربوى للجدول المتحصل عليه يدويا و الكترونيا

يلاحظ أن البيانات المسرودة فى المثال بشكلها المباشر لا تقدم أيه معلومات يمكن الاستفادة منها و لكن عندما تم تنظيمها فى جدول تكرارى أمكننا الحصول على العديد من المعلومات منها أن هناك طالب واحد حصل على أدنى درجة و هى ٢٦ و كان نسبته فى المجموعة ٢,٥ ٪ ، كما أن هناك طالب واحد حصل على أعلى درجة فى المجموعة و هى ٥٩ و كان نسبته فى المجموعة ٢,٥ ٪ أيضا،كما أن الدرجه ٥٨ حصل عليها أكبر عدد من الطلاب و عددهم ٥ بنسبه ١٢,٥ ٪ من عدد أفراد المجموعة ، و هكذا يمكننا بسهولة قراءة هذا الجدول و استخلاص معلومات منه .

٢-ب- **البيانات الكمية ذات العدد الكبير من القيم المختلفة** و هى كما سبق ذكره البيانات التى يكون عدد قيمها المختلفة أكبر من ٢٠ ، و سواء كانت هذه البيانات عددها كبير أم صغير فان أنسب تنظيم لها هو الجدول التكرارى المبوب ***grouped frequency table*** حيث انه ليس من المجدى أن ننظم البيانات ذات القيم المختلفة الكثيرة فى جدول تكرارى بسيط لأننا فى هذه الحالة سنضطر إلى كتابة عدد من القيم أو الأرقام فى العمود الأول بعدد القيم المختلفة و الذى سيزيد فى هذه الحالة على ٢٠ و هذه عملية مجهدة

بعض الشئ، لذا يكون من الأنسب فى حالة البيانات ذات القيم المختلفة الكثيرة أن ننظمها في جدول تكرارى مبوب يكون العمود الأول فيه للفئات و ليس الدرجات .

ملاحظة

إن تنظيم البيانات فى جدول تكرارى بسيط أو مبوب هو عملية تنظيمية لا يؤثر فى حقيقة المعلومات المستقاة من البيانات ، و للباحث الحرية فى تنظيم البيانات بأى صورة سواء جدول بسيط أو مبوب و لكن يمكن القول أنه إذا كان عدد القيم المختلفة أقل من أو يساوى ٢٠ فيفضل جدولتها فى جدول بسيط و إذا كان العدد أكبر من ٢٠ فيفضل جدولتها فى جدول مبوب . و كلمة يفضل هنا تعنى أن كلا الطريقتين سيؤديان إلى نفس المعلومات و نفس النتائج . و بصفة عامة يمكن القول أنه كلما زاد عدد القيم المختلفة كلما سيزداد تفضيلنا للجدول المبوب . و فى هذا الصدد أشار(فؤاد أبو حطب ـ امال صادق، ١٩٩١ . ١٩٤) إلى أنه عندما يكون مقدار البيانات كبيرا يصبح اللجوء إلى الجدول التكرارى البسيط عملا غير اقتصادى فى توفير جهد الباحث فى البحث عن مغزى لهده البيانات و للحصول على مزيد من التبسيط و اليسر يمكن اختزال الدرجات الضرورية الى عدد اصغر من المجموعات لهده الدرجات كل مجموعة تسمى فئه و لكن اشار أيضا الى انه اذا كان عدد البيانات أقل من ٣٠ فيفضل توزيعها فى جدول بسيط

و بالرغم من مضمون الرأى الأخير لفؤاد أبو حطب و آمال صادق و الذى يشيران فيه الى اتخاذ عدد البيانات (و ليس عدد القيم المختلفة) كمحك لجدوله البيانات فى جدول بسيط أو مبوب . إلا أن المؤلف يفضل اتخاذ عدد القيم المختلفة نظرا لأنه قد يكون لتوزيع ما عدد كبير من البيانات و لكن لم يكن فيه قيم مختلفة كثيرة و العكس صحيح و لقد طرحنا أمثلة سابقة على ذلك

و الجدول التكرارى المبوب جدول يختلف عن الجدول التكرارى البسيط فى عموده الأول ففى الوقت الذى يكون فيه العمود الأول فى حالة الجدول التكرارى البسيط مخصص للدرجات يكون العمود الأول فى حالة الجدول التكرارى المبوب مخصص لما يسمى الفئات

، و لكن ما هى الفئة و ما أشكالها و ما هى سعتها و ما هى عدد الفئات التى نخصصها فى الجدول ؟

الفئة هى مجموعة من الدرجات تبدأ برقم معين يسمى الحد الأدنى للفئة و تنتهى برقم معين يسمى الحد الأعلى للفئة ، و لكن الحدين الأدنى و الأعلى فى الفئة يقابلهما حدان آخران يسميان الحد الأدنى الحقيقى للفئة و الحد الأعلى الحقيقى للفئة و هما حدان يتم اللجوء إليهما للتغلب على انفصال البيانات النفسية و الذى سبق و تحدثنا عنه ، و هذان الحدان الأخيران لهما فوائدهما عند تطبيق بعض المقاييس الاحصائية الوصفية و كذلك عند إجراء بعض الأشكال البيانية كما سنرى فى الفصول التالية .

و هناك عدة أشكال يتم التعبير بها عن الفئة الشكل الأول بكتابة حديها الأدنى و الأعلى و بينها شرطة (–) مثل الفئة ١٢–١٥ فهى عبارة عن مجموعة من القيم (١٢ ، ١٣ ، ١٤ ، ١٥) ، الشكل الثانى يكتب الحد الأدنى فقط و بعده شرطة مثل الفئة ١٢– فهى تعنى مجموعة من القيم تبدأ بالقيمة أو الدرجة ١٢ و لكن نهاية الفئة تتوقف على الفئة التالية فى التوزيع فإذا كانت الفئة التالية هى ١٧– تكون نهاية الفئة ١٢– هى ١٦ و بالتالى فان الفئة ١٢– تشمل القيم (١٢ ،١٣ ،١٤ ،١٥ ، ١٦) ،و عدد القيم أو الدرجات أو الأرقام التى تشملها الفئة يطلق عليه سعة أو مدى أو طول الفئة فسعة الفئة ١٢–١٥ يساوى ٤ لان الفئة تشمل أربعة قيم هى(١٢ و ١٣و ١٤و ١٥)، و سعة الفئة ١٢– فى المثال السابق تساوى ٥ لأنها تشمل خمسة قيم هى (١٢ ،١٣ ،١٤ ،١٥ ، ١٦) و هكذا .

أما عدد الفئات التى يتم تضمينها فى كل جدول فهو يتوقف على سعة الفئة حيث أنه بزيادة عدد الفئات تقل سعة كل فئة و العكس صحيح ،و علينا أن نختار عدد مناسب من الفئات و هذا يتوقف على كل من المدى الكلي للبيانات(و لقد عرفنا القانون المستخدم فى حسابه فى الفصل الثانى) و على سعة الفئة ، و لكن سعة الفئة تتحدد بحيث تعطينا عدد للفئات اتفق غالبية العلماء على أنه يفضل أن يتراوح بين ٥–١٥ فئة ، و سيكتسب الباحث أو المتدرب بالتدريج الخبرة لاختيار العدد المناسب للفئات ، ويمكن تحديد عدد الفئات من القانون التالى:

$$\text{عدد الفئات} = \frac{\text{المدى الكلي للدرجات}}{\text{سعة الفئة}} \quad .....(٣-١)$$

فمثلاً إذا كان المدى الكلي للدرجات يساوى ١٦ ، فى هذه الحالة يمكن أن نختار سعة الفئة يساوى ٢ و ذلك سيعطينا عدد الفئات التالية :

عدد الفئات= $\frac{١٦}{٢}$ =٨ و بالتالى نضع الدرجات فى ٨ فئات ، كل فئة تحوى قيمتين.

و يراعي في سعة الفئة ما يلي :

١- عدم تداخل نهاية الفئة(الحد الأعلى للفئة) ، مع بداية الفئة التالية لها(الحد الأدنى لها) ، بمعنى لا أجعل نهاية الفئة هو نفسه بداية الفئة التالية لها.

٢- أفضلية أن تكون سعة الفئة ٢أو ٣أو ٥ أو ١٠ أو مضاعفات ١٠ .

٣- يفضل إذا كانت سعة الفئة أقل من ١٠ أن تكون رقم فردى .

٤-أن تكون سعات الفئات متساوية .

٥- الحد الأدنى لأول فئة في التوزيع ينبغي أن يكون إما أصغر رقم فى التوزيع أو رقم أصغر منه .

٦- الحد الأعلى لآخر فئة في التوزيع ينبغي أن يكون إما أكبر رقم فى التوزيع او رقم أكبر منه .

و هناك خاصية إحصائية مهمة جداً خاصة بالفئات و هى ما يسمى منتصف الفئة أو مركز الفئة *midpoint* ، و هو عبارة عن مجموع الحدين الأدنى و الأعلى للفئة و قسمة الناتج على ٢ ، و يمكن التعبير عن ذلك بالقانون التالى :

$$\text{منتصف الفئة} = \frac{\text{الحد الأدنى للفئة} + \text{الحد الأعلى لها}}{٢} \quad .....(٣-٢)$$

و سنحتاج إلى منتصفات الفئات فى حالة تمثيل البيانات المجدولة فى جدول توزيع تكرارى مبوب بواسطة بعض الأشكال البيانية و التى منها المدرج التكرارى كما سنرى فى الفصل

الرابع ، و كذلك فى حالة حساب مقاييس إحصائية منها المتوسط و الانحراف المعيارى كما سنرى فى الفصل الخامس .

مثال. قام معلم بتطبيق اختبار فى الحساب ذى الدرجة الكلية ١٠٠ على عينة من تلاميذه عددهم ٣٤ و كانت درجاتهم كالتالى:

٨٠-٧٢-٦٦-٩٢-٥٥-٧٦-٧٥-٨٨-٦٢-٧٤-٨٢-٦٤-٨١-٩٥-٧٩-٨٧-٥٤-٧٠-٧٩-٨٥-

٩٦-٥٨-٥٨-٦٤-٧٢-٨٠-٧٢-٥٥-٧٦-٨٠-٧٩-٧٠-٦٠-٩٥

ما المعلومات التى يمكن استخلاصها من هذا التوزيع؟

عدد البيانات الكمية السابقة ٣٤ بيان . و من العرض المباشر لهده البيانات يصعب استخلاص أية معلومات منها . لذا يبغى تنظيمها بصورة تجعلنا أكثر قدرة على قراءة هده البيانات قراءة مفيدة و يمكن ننظيم هذه البيانات كالتالى

الطريقة اليدويه

الخطوة الأولى البيانات السابقة تحتوى على ٢٣ قيمة مختلفه . أى أن عدد القيم المختلفة اكبر من ٢٠ و بالتالى فهى بيانات ذات عدد كبير من القيم المختلفة . و بالتالى ننظم هذه البيانات فى جدول تكرارى مبوب (أى للفئات)

الخطوة الثانيه يتم تحديد عدد الفئات المناسب و كذلك سعة الفئة كالتالى.

مدى البيانات =(٩٦ ٥٤)= ٤٢ ،فى ضوء هذا المدى يمكن اختيار سعة للفئة قدره (٥) ، و بذلك يتحدد عدد الفئات كالتالى

$$\text{عدد الفئات} = \frac{\text{المدى الكلي للدرجات}}{\text{سعة الفئة}} = \frac{٤٢}{٥} = ٨,٤$$

و حيث أنه لا يوجد عدد للفئات قدره ٨,٤ ، لذلك يتم تحويل هذه القيمة إلى أكبر رقم صحيح (أى ٩) ، و بالتالى يتم تنظيم البيانات فى جدول مكون من ٩ فئات و كل فئة سعتها ٥ أى تحمل (٥) قيم .

الخطوة الثالثة : يتم فيها إعداد الجدول التكرارى المبوب بناءً على المعلومات السابقة حيث يتكون الجدول فى صورته المبدئية من ثلاثة أعمدة العمود الأول للفئات و الثانى

للعلامات و الثالث للتكرار(و يمكن إضافة عمود رابع كما سبق و أوضحنا خاص بالتكرار النسبى) ، العمود الأول الخاص بالفئات يتكون من ٩ فئات سعة كل فئة ٥ ، على أن تكون بداية أول رقم فى الفئة الأولى هو أصغر رقم فى التوزيع ، أما فى عمود العلامات فيتم فيه وضع شرطة مائلة كلما ظهر رقم فى التوزيع ينتمى للفئة المقابلة و عندما يصل عدد العلامات إلى ٥ نضع الشرطة المائلة بالعكس بنفس الطريقة التى تم ايضاحها سابقاً ، و عمود التكرار هو مجرد جمع لعدد العلامات (الشرط) المقابلة لكل فئة

و الجدول المبدئى كالتالى:

الفئات	العلامات	التكرار
٥٤-٥٨	~~////~~	٥
٥٩-٦٣	//	٢
٦٤-٦٨	////	٤
٦٩-٧٣	~~////~~	٥
٧٤-٧٨	////	٤
٧٩-٨٣	~~////~~ ///	٨
٨٤-٨٨	///	٣
٨٩-٩٣	/	١
٩٤-٩٨	//	٢
المجموع	٣٤	٣٤

الخطوة الرابعة : و يتم حذف عمود العلامات فى الصورة النهائية ليصبح عمودين بدلاً من ثلاثة كالتالى:

الفئات	التكرار
٥٤–٥٨	٥
٥٩–٦٣	٢
٦٤–٦٨	٤
٦٩–٧٣	٥
٧٤–٧٨	٤
٧٩–٨٣	٨
٨٤–٨٨	٣
٨٩–٩٣	١
٩٤–٩٨	٢
المجموع	٣٤

الطريقة الالكترونية : خارج نطاق هذا الكتاب .

التفسير التربوى للجدول المتحصل عليه : باستعراض محتويات الجدول النهائى الذى تم التحصل عليه نجد أنه يقدم العديد من المعلومات التى يحتاج إليها المسئول و التى سيكون صعب نسبياً أن يحصل عليها من البيانات السرودة فى صورتها المباشرة لولا عرضها فى جدول تكرارى مبوب و من المعلومات التى يمكن استخلاصها من الجدول :

- هناك ٥ طلاب حصلوا على درجات محصورة بين ٥٤ و ٥٨ .
- هناك ٣ طلاب حصلوا على أعلى الدرجات و هى الدرجات الموجودة فى آخر فئتين و
- المحصورة درجاتهم بين ٨٩ حتى ٩٨ .
- أكبر عدد من الطلاب (و هم ٨ طلاب) حصلوا على درجات محصورة بين ٧٩ و ٨٣ .

•يمكن للمعلم أو المسئول تقسيم المفحوصين إلى مستويات بحيث تمثل كل فئة مستوى مستقل ، و هكذا يمكن للمعلم أو المسئول عن تنظيم هذه البيانات أن يعامل كل فرد أو مفحوص على حسب مستواه و من ثم يفيد الجدول في إعطاء معلومات قيمة عن المفحوصين.

تدريب

إعداد الجدول المبوب يحمل الطابع الذاتي في إعداده بعكس الجدول البسيط ، وضح ذلك ؟

تدريب

قام معلم بتطبيق اختبار شهرى(ذى الدرجة الكلية ٥٠) في إحدى المواد التي يقوم بتدريسها على تلاميذ فصله البالغ عددهم ٤٨ تلميذاً و كانت الدرجات كالتالى:

٣٥-٢٩-٤١-٣٦-٤١-٣٨-٢٩-٣٨-٤٠-٣٩-٢٩-٤٥-٢٧-٤٠-٤٠-٢٨-٣٩-٣٥-٤٠-

٣٥-٣٨-٣٩-٣٧-٤٠-٤٤-٣٥-٤٢-٤٢-٤٧-٣٩-٣٧-٣٠-٢٥-٤١-٤٦-٤٠-٣٩-٢٥-

٢١-٤٢-٤١-٣٨-٣٣-٣٥-٤٢-٤٠-٢٧-٤٠

كيف يمكن لهذا المعلم تلخيص هذه الدرجات لكى يقدمها للمسئول في المدرسة

الفصل الرابع

العرض البيانى للبيانات

ان الهدف من التمثيل البيانى للبيانات هى قراءتها و فهمها بصورة أكثر وضوحاً ، و من خلال العرض البيانى يمكن ادراك كل ما تدل عليه البيانات و بسرعة، كما يتميز التمثيل البيانى بأنه أكثر جذباً للقارئ من العرض الجدولى ، و هناك العديد من الأشكال البيانية و التى من خلالها يمكن تمثيل البيانات بيانياً ، مثل المدرج التكرارى *Histogram* و المدرج المنفصل *Bar* و الشكل الدائرى *Pie* و الشكل الانتشاري *Scatter*(الذى تعرفنا عليه بالتفصيل فى الفصل الثانى) ، و الخط البيانى *Line Chart* ، و غيرها من الأشكال الأخرى و التى بعضها يصلح لتمثيل البيانات الكمية و بعضها يصلح لتمثيل البيانات الكيفية و بعضها يصلح لكلا النوعين من البيانات كما سنرى من خلال الأمثلة التالية :

أولاً:الأشكال البيانية التى تصلح لتمثيل البيانات الكيفية و البيانات الكمية ذات العدد الصغير من القيم المختلفة :

١- المدرج المنفصل *Bar* : و هو عبارة عن مجموعة من المستطيلات المنفصلة و التى قاعدة كل مستطيل منها البيان الكيفى (جيد أو ذكر أو أعزب أو متوسط و هكذا) ، أو البيان الكمى(٣ أو ٧ أو ١٥ و هكذا) ، أما ارتفاع المستطيل فيمثل تكرار حدوث البيان فى التوزيع ، و المدرج المنفصل يصلح لتمثيل البيانات الكيفية و كذلك البيانات الكمية و لكن تحت شرط أن تكون البيانات الكمية تحتوى على قيم مختلفة قليلة العدد حيث أنه إذا كانت البيانات الكمية قيمها المختلفة كثيرة سيكون المدرج المنفصل مشتت للقارئ أو المهتم نظرا لأنه فى المدرج المنفصل يتم تمثيل كل بيان بمستطيل و البيانات ذات القيم المختلفة الكثيرة تتسم بكثرة بياناتها و التى تزيد على ٢٠ مما يجعل هناك العديد من المستطيلات فى الشكل لذا يفضل بل و يجب فى هذه الحالة أن نلجأ إلى أسلوب بيانى مناسب و هو المدرج التكرارى و ترجع تسمية الدرج المنفصل تمييزاً له عن المدرج المتصل " المدرج التكرارى " و الذى يختص بالبيانات الكمية فقط كما سيلى ذكره عند عرض التمثيل

البياني للبيانات الكمية ذات القيم المختلفة الكثيرة ، و يمكن معرفة إعداد المدرج المنفصل يدوياً وباستخدام *SPSS* من خلال الأمثلة الآتية :

مثال (٦-١): أراد أحد الباحثين التربويين أن يتعرف على متغير النوع لدى ٢٠ معلماً بإحدى المدارس الابتدائية فحصل على البيانات التالية:

ذكر-أنثى-أنثى-أنثى-ذكر-أنثى-أنثى-أنثى-أنثى-أنثى - ذكر - أنثى-أنثى - ذكر-ذكر-ذكر-أنثى-ذكر-ذكر-أنثى-أنثى

و المطلوب تمثيل هذه البيانات بيانياً بواسطة المدرج المنفصل يدوياً و باستخدام *SPSS* ؟

الطريقة اليدوية :

الخطوة الأولى. تحويل البيانات المعروضة فى المثال إلى جدول تكرارى و هو ما مبين فى الجدول التالى:

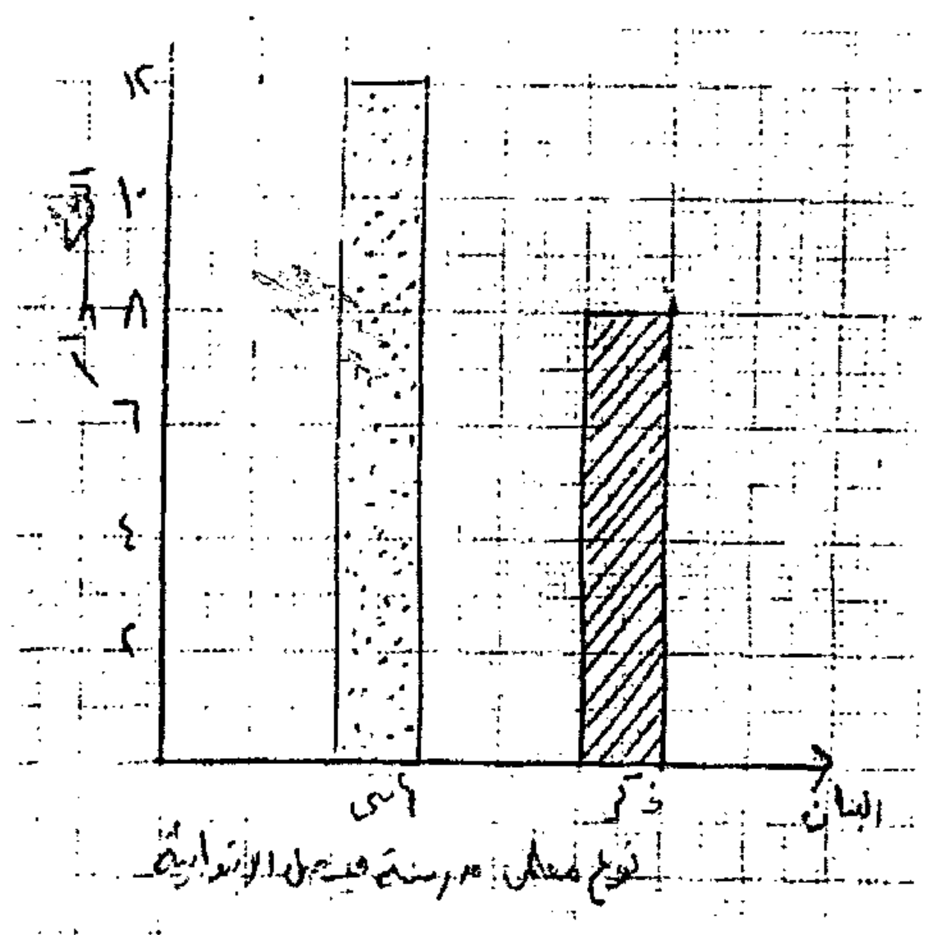
البيانات الإحصائية	التكرار
ذكر	٨
أنثى	١٢

	تدريب أثبت الجدول السابق

الخطوة الثانية:رسم محورين أفقى و رأسى

الخطوة الثالثة: اختيار مقياس رسم مناسب على المحور الرأسى لتمثيل التكرارات و حيث أن أكبر تكرار هو ١٢ فيمكن اختيار مقياس الرسم بحيث تمثل كل وحدة فيه بـ"٢" .

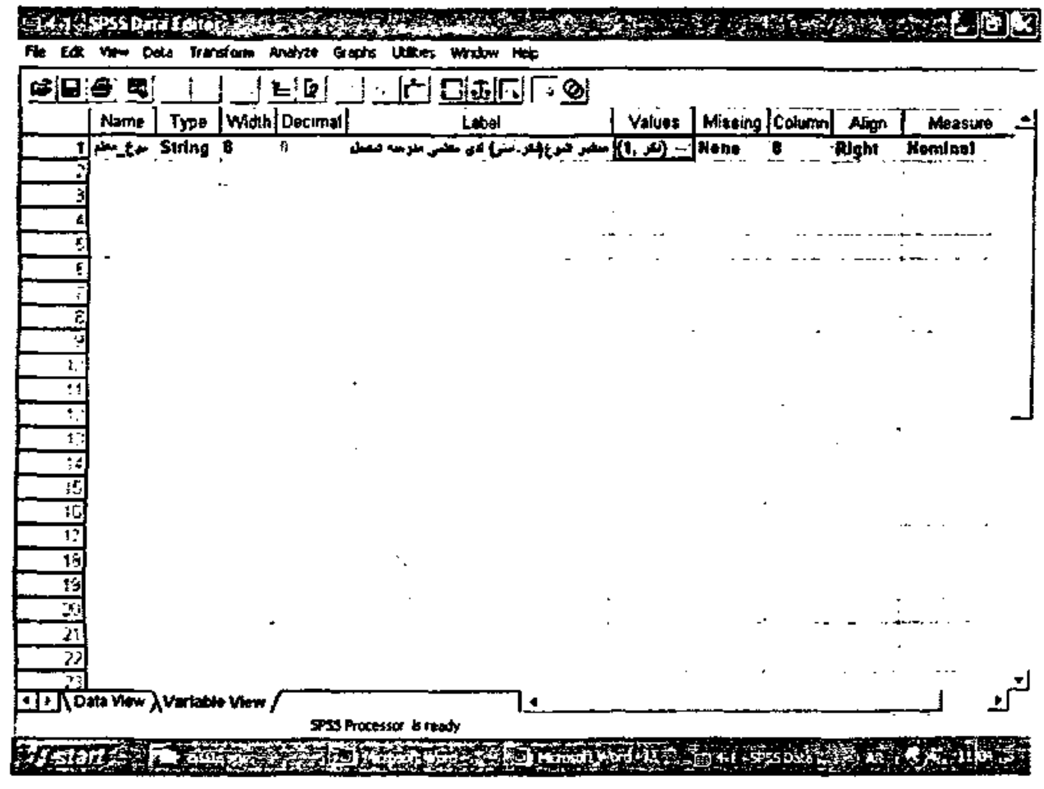
الخطوة الرابعة : رسم مستطيلين على المحور الافقى كل مستطيل يعبر عن بيان و حيث أن التوزيع عبارة عن بيانين (ذكر-أنثى) فيتم رسم مستطيلين قاعدتيهما متساوية و متطابقة على المحور الافقى و ارتفاع كل مستطيل يمثل تكرار البيان الممثل له المستطيل و يفصل بين المستطيلين بمسافة مناسبة ، و بناءً على الخطوات الأربع السابقة يمكن رسم المدرج المنفصل كما بالشكل:-



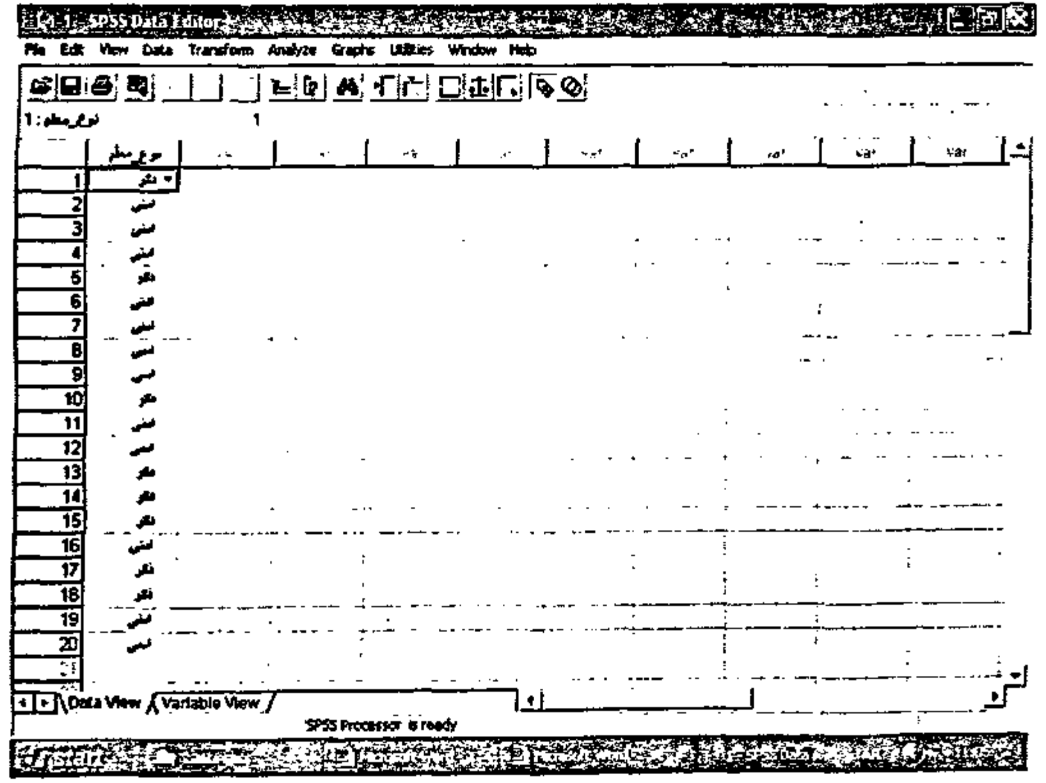
استخدام *SPSS* :

الخطوة الأولى: فتح البرنامج "*SPSS*" ، ثم الانتقال إلى شاشة *Variable View* ، و تحديد خصائص المتغير المطلوب تمثيل بياناته بيانياً ، و هذه موضحة كالتالى و أيضاً على الشاشة:

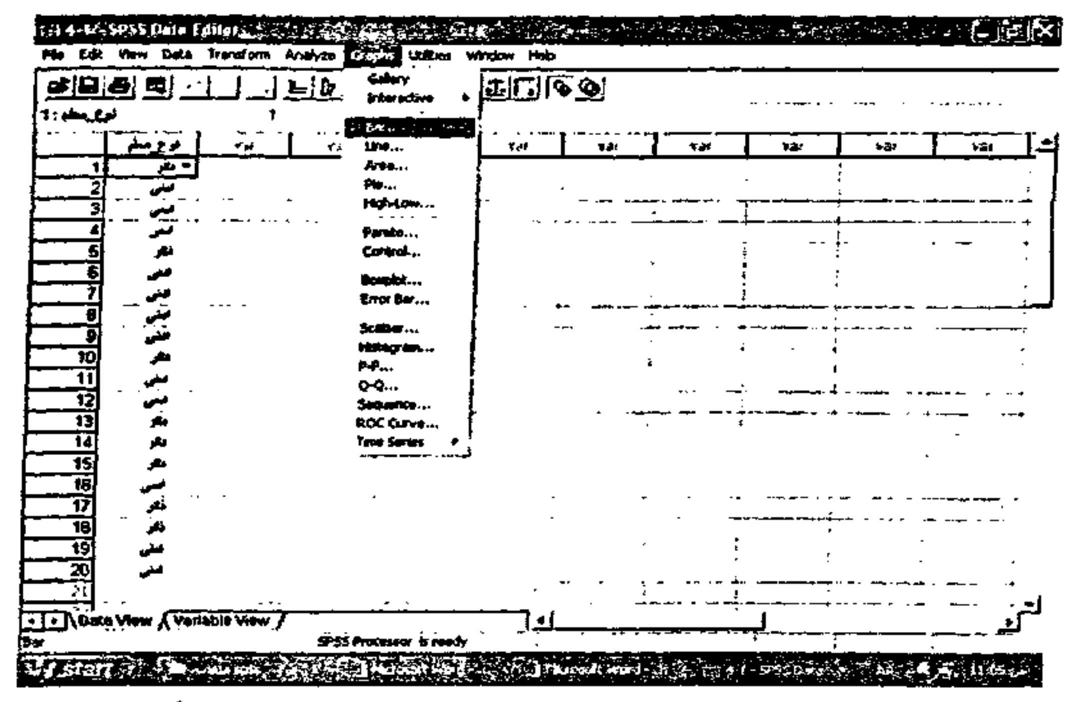
الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
نوع_معلم	نومى	٨	لايوجد	متغير النوع(ذكر-أنثى) لدى معلمى مدرسة فيصل الابتدائية	(١،ذكر)، (٢، أنثى)	لا يوجد	٨	يمين	إسمى



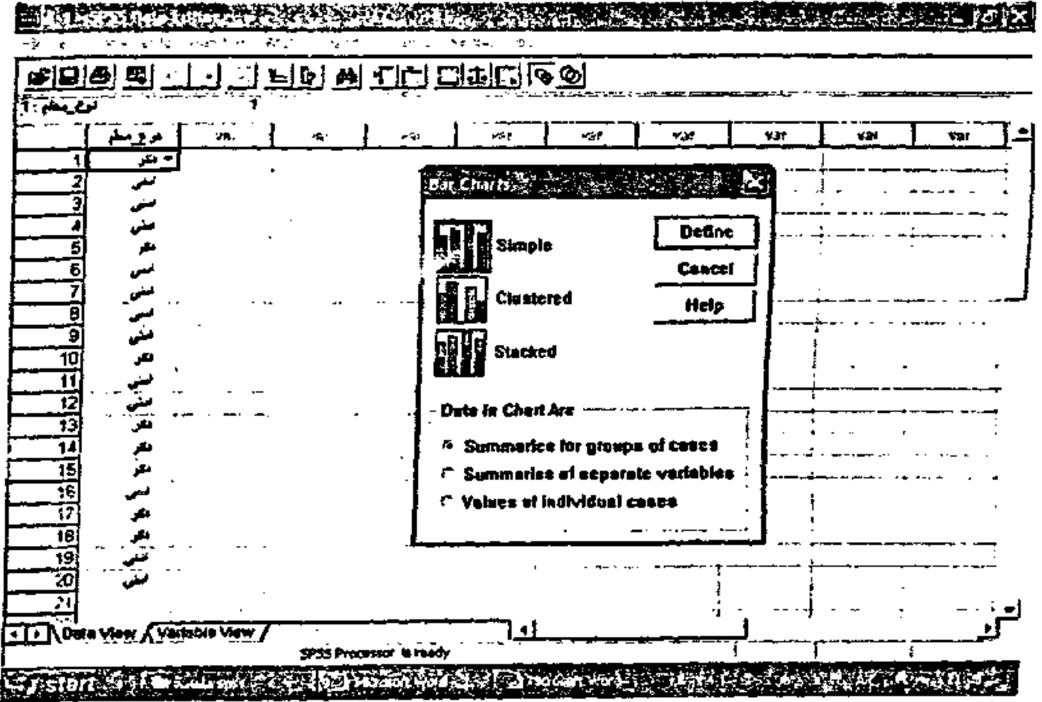
الخطوة الثانية : الانتقال إلى شاشة ***Data View***، و كتابة البيانات الإحصائية في العمود الخاص " نوع_معلم " كما هو موضح بالشكل:



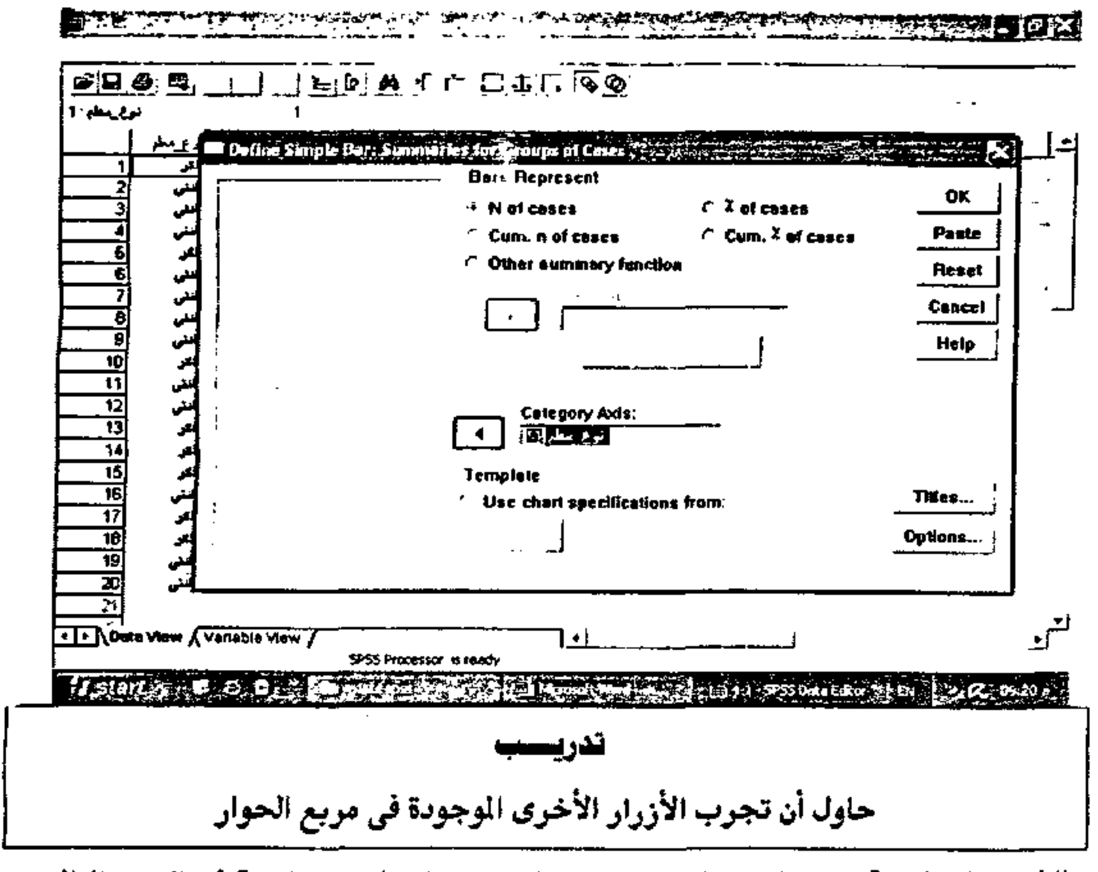
الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر نختار الأمر ***Graphs*** ثم الأمر الفرعي ***...Bar***



الخطوة الرابعة : سيظهر مربع حوار، نختار النمط البسيط *Simple* ثم نتأكد من اختيار مجموعات الحالات كما بالشكل :



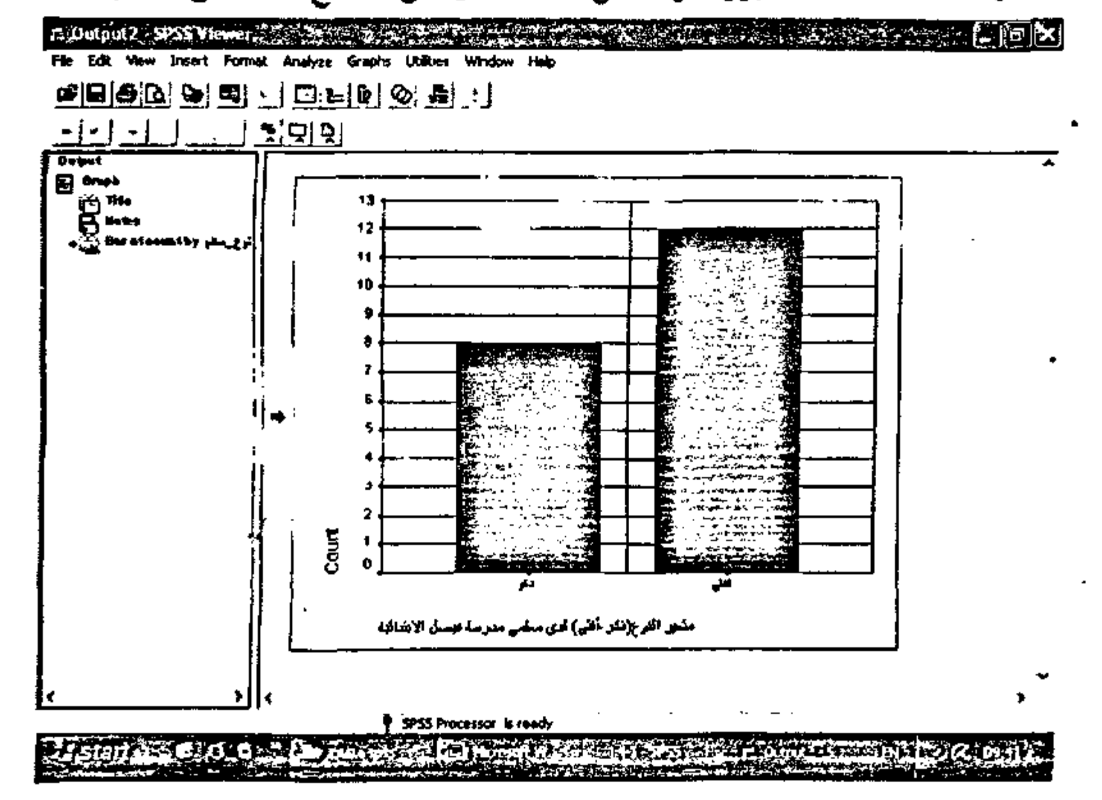
الخطوة الخامسة : نضغط بزر الماوس على *Define* ، فنحصل على مربع الحوار التالى نحدد المتغير " نوع_معلم " ،ثم نضغط بالسهم الأيمن لندخله فى المستطيل الأبيض الخاص بمعالجة المتغير*"Category Axis"*، و نتحقق من تحديد الاختيارات المبينة فى جدول الحوار كما بالشكل:



تدريـــب

حاول أن تجرب الأزرار الأخرى الموجودة في مربع الحوار

الخطوة السادسة: نضغط بزر الماوس على *Ok* لنحصل على النتائج المبينة في الشكل التالى :



مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *SPSS* : يلاحظ من الطريقة اليدوية و طريقة *SPSS* أننا توصلنا إلى نفس النتائج ، بوجود (٨) معلمين و (١٢) معلمة بمدرسة فيصل ، و لكن طريقة *SPSS* لديها خيارات عديدة بالطبع يكفى أن تعرف أن الشكل الموضح هو عبارة عن بديل من عدة بدائل يمكن أن تُظهر بها المدرج المنفصل ، و لكن كلها تعطى نفس المعلومة ، و هذه المزايا بالطبع غير موجودة فى الطريقة اليدوية .

ملاحظة

المدرج المنفصل فى *SPSS* عبارة عن ثلاثة أجزاء هى : المستطيلات المنفصلة ، و المحور الأفقى و المحور الرأسى و بالضغط المزدوج *Double Click* على أى جزء منهم يتم فتح نافذة الأشكال *Chart Editor* . و عند فتح هذه النافذة و بالضغط المزدوج أيضاً على أى جزء يتم فتح صندوق حوار به العديد من الخواص المتعلقة بهذا الجزء و الذى يساعدنا فى تصميم الشكل المرغوب . و لكن كما قلنا كل ذلك لا يؤثر من الحقيقة التى تعطيها لنا البيانات .

تدريب

حاول أن تجرب محتوى الملاحظة السابقة

التفسير التربوى للنتيجة : النتيجة توضح أن بمدرسة فيصل (٨) معلمين من الذكور و (١٢) معلم من الإناث و يمكن أن يفيد ذلك عند اختيار معلمين جدد بحيث يراعى بقدر الإمكان إحداث نوع من التوازن بين العددين و على حسب ظروف المدرسة ، أو يمكن ربط المستوى العام للمدرسة بتوزيع المعلمين على متغير النوع .

مثال (٤-٦): نفرض أن أحد الباحثين أراد التعرف على تقديرات ٤٠ طالباً بإحدى الفرق الجامعية فى مادة الإحصاء التربوى فحصل على البيانات التالية:

جيد–جيد–مقبول–جيد–ضعيف–ممتاز–جيد جداً–جيد–مقبول–ممتاز–جيد–جيد جداً–ضعيف–ممتاز–جيد–مقبول–جيد–ممتاز– ممتاز –جيد جداً–مقبول–ضعيف–ضعيف–جيد جداً–جيد جداً–جيد جداً–جيد–ضعيف–ضعيف–ضعيف–ممتاز–جيد–جيد–ضعيف–ممتاز–ممتاز–جيد جداً–مقبول–مقبول–ممتاز–جيد جداً

و المطلوب التمثيل البياني لهذه البيانات بواسطة المدرج المنفصل يدوياً و الكترونياً؟

الطريقة اليدوية :

الخطوة الأولى: تحويل البيانات المذكورة في المثال الى جدول توزيع تكراري كالتالي:

البيانات الإحصائية	التكرار
ضعيف	٧
مقبول	٦
جيد	١٠
جيد جداً	٨
ممتاز	٩
المجموع	٤٠

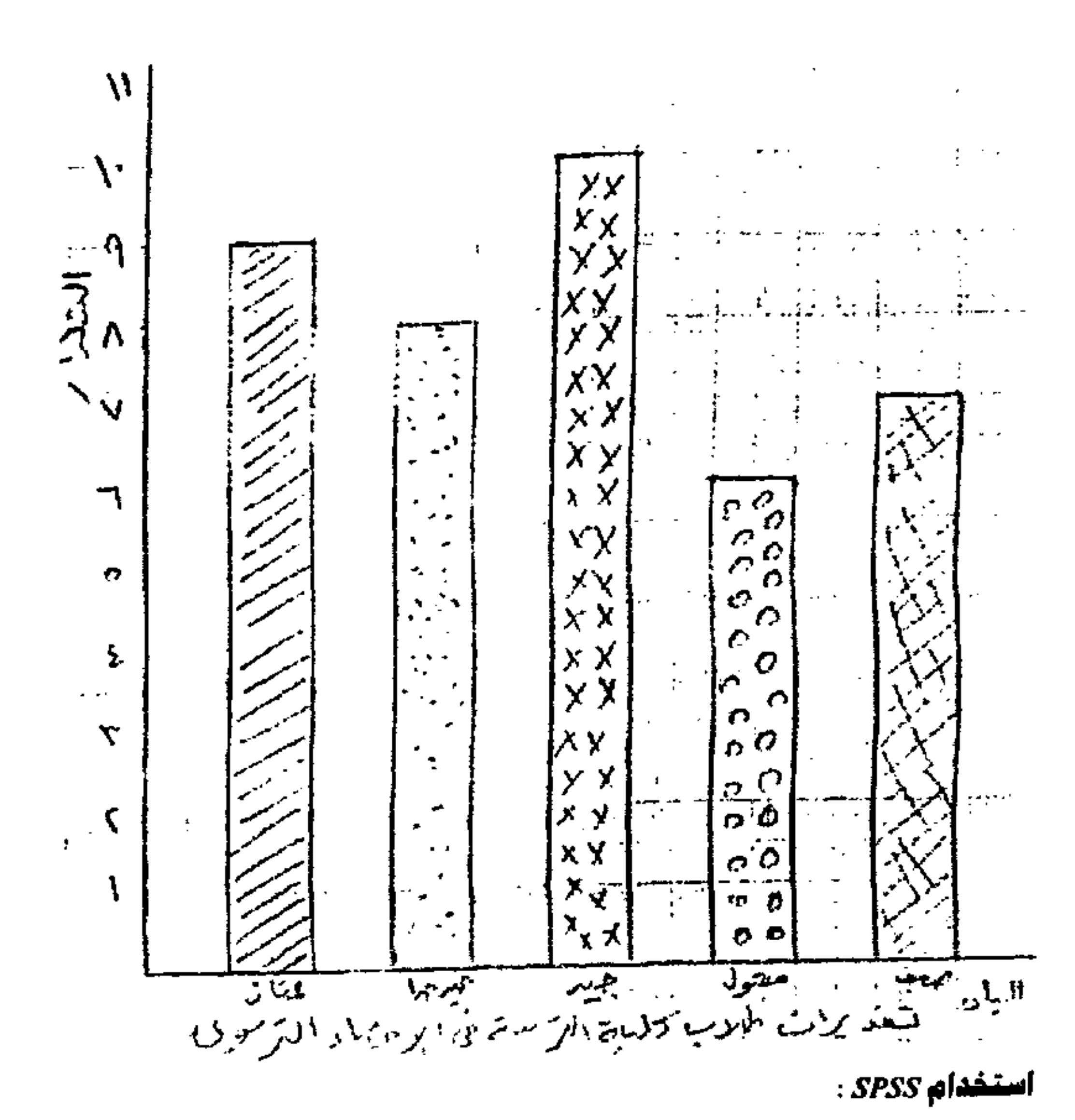
تدريب

أثبت الجدول السابق

الخطوة الثانية: رسم محورين أفقي و رأسي

الخطوة الثالثة: اختيار مقياس رسم مناسب على المحور الرأسي لتمثيل التكرارات و حيث أن أكبر تكرار هو ١٠ فيمكن اختيار مقياس الرسم بحيث تمثل كل وحدة فيه بـ"١" .

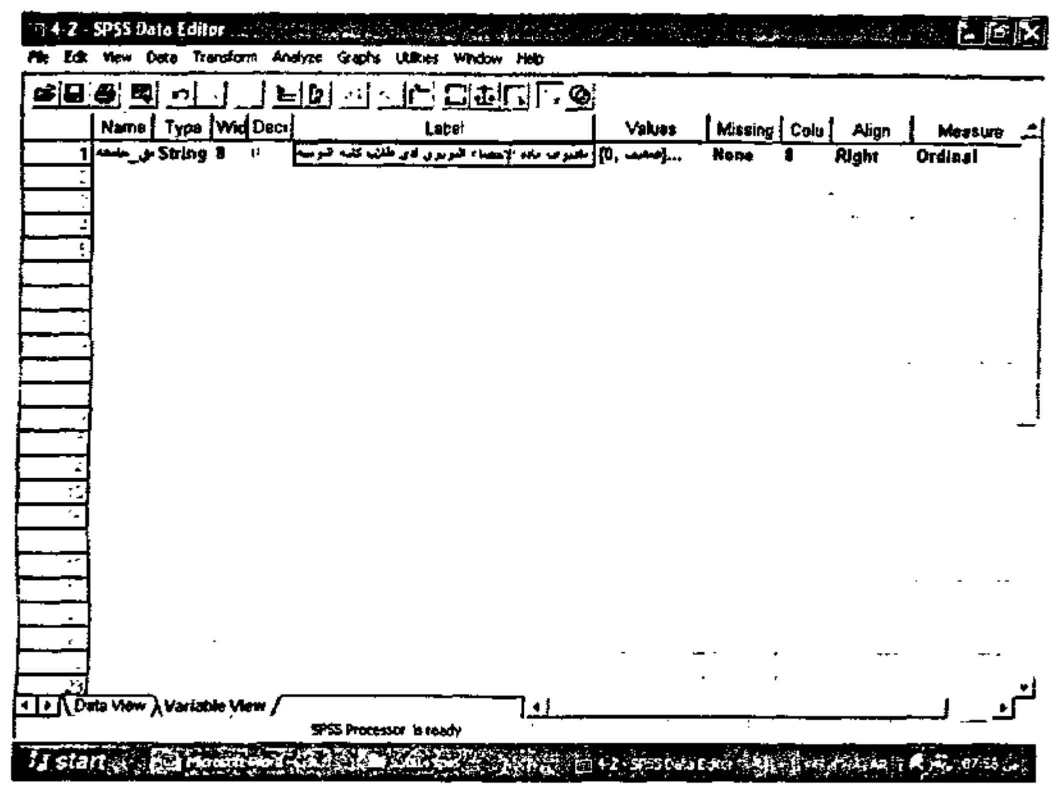
الخطوة الرابعة : رسم مستطيلات على المحور الافقي كل مستطيل يعبر عن بيان و حيث أن التوزيع عبارة عن خمسة بيانات (ضعيف-مقبول-جيد-جيد جدا-ممتاز) فيتم رسم خمسة مستطيلات ذات قواعد متساوية و متطابقة على المحور الافقي و ارتفاع كل مستطيل يمثل تكرار البيان الممثل له المستطيل و يفصل بين المستطيلات بمسافات متساوية ، و بناءً على الخطوات الأربع السابقة يمكن رسم المدرج المنفصل كما بالشكل:-



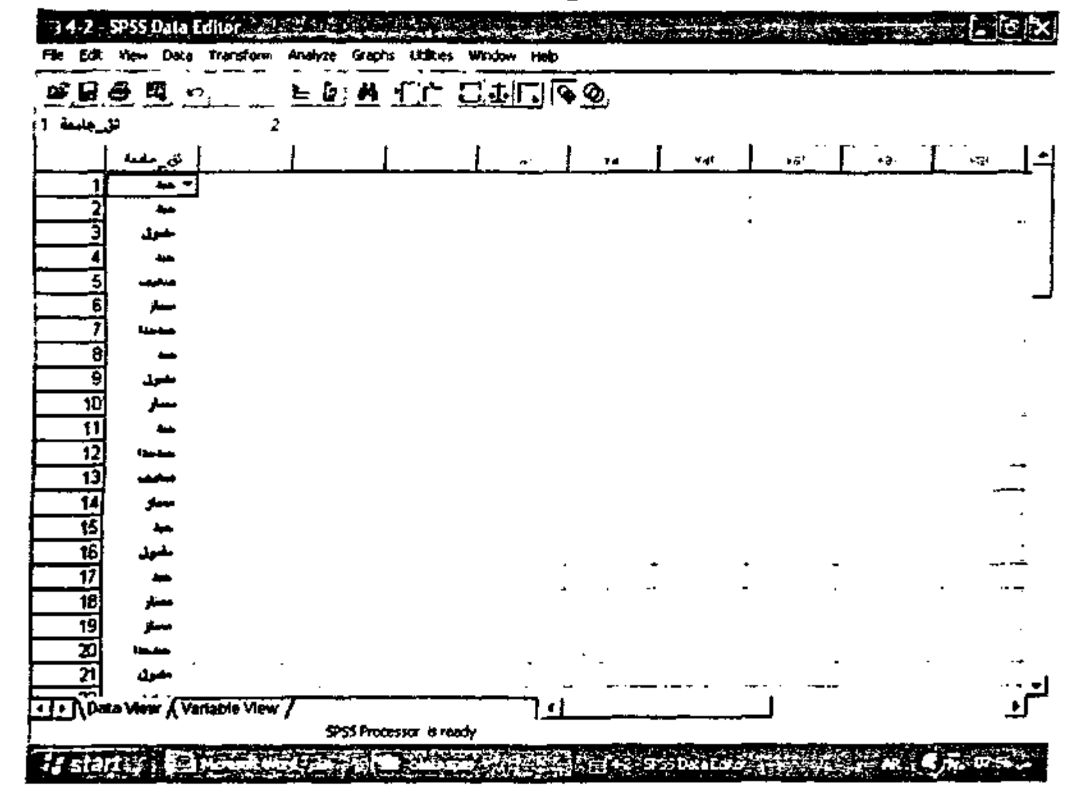
استخدام *SPSS* :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغير المطلوب معالجة بياناته : و ذلك بفتح شاشة *Variable View* و تحديد هذه الخصائص التالية و الموضحة أيضاً بالشاشة :

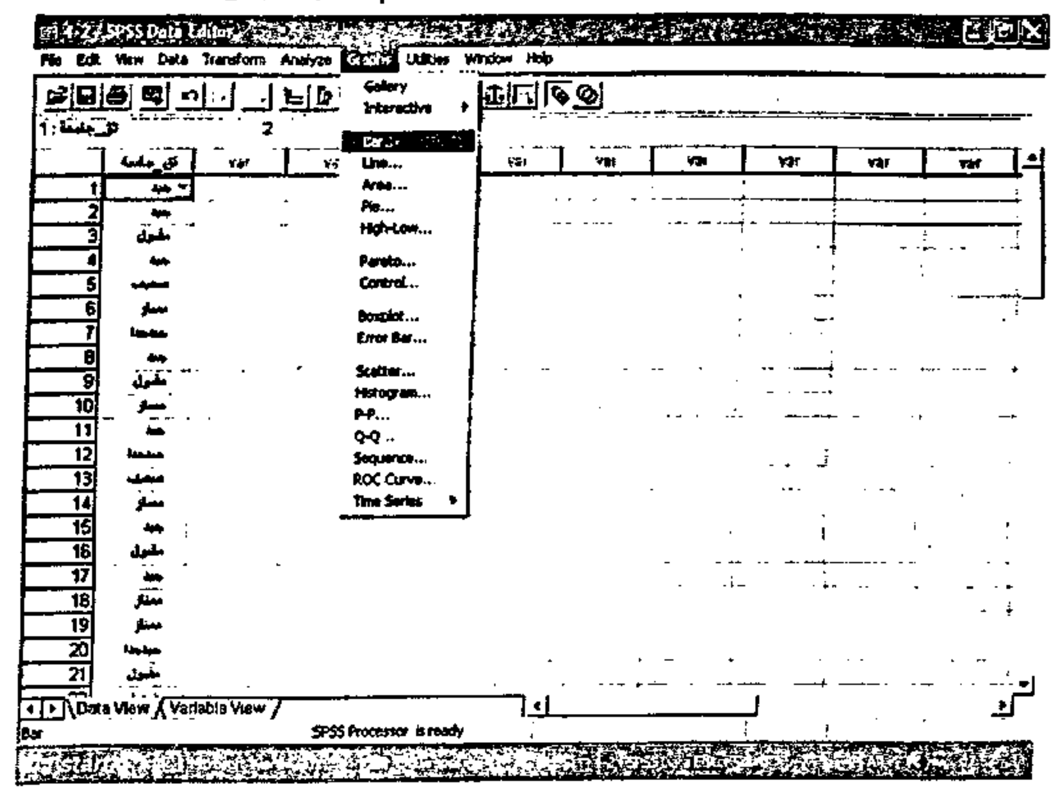
الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
تق_جامعة	نوعى	٨	لايوجد	تقديرات مادة الإحصاء التربوى لدى طلاب كلية التربية	(٠،ضعيف)، (١،مقبول) ،(٢،جيد) ،(٣،جيدجدا) ،(٤،ممتاز)	لا يوجد	٨	يمين	رتبى



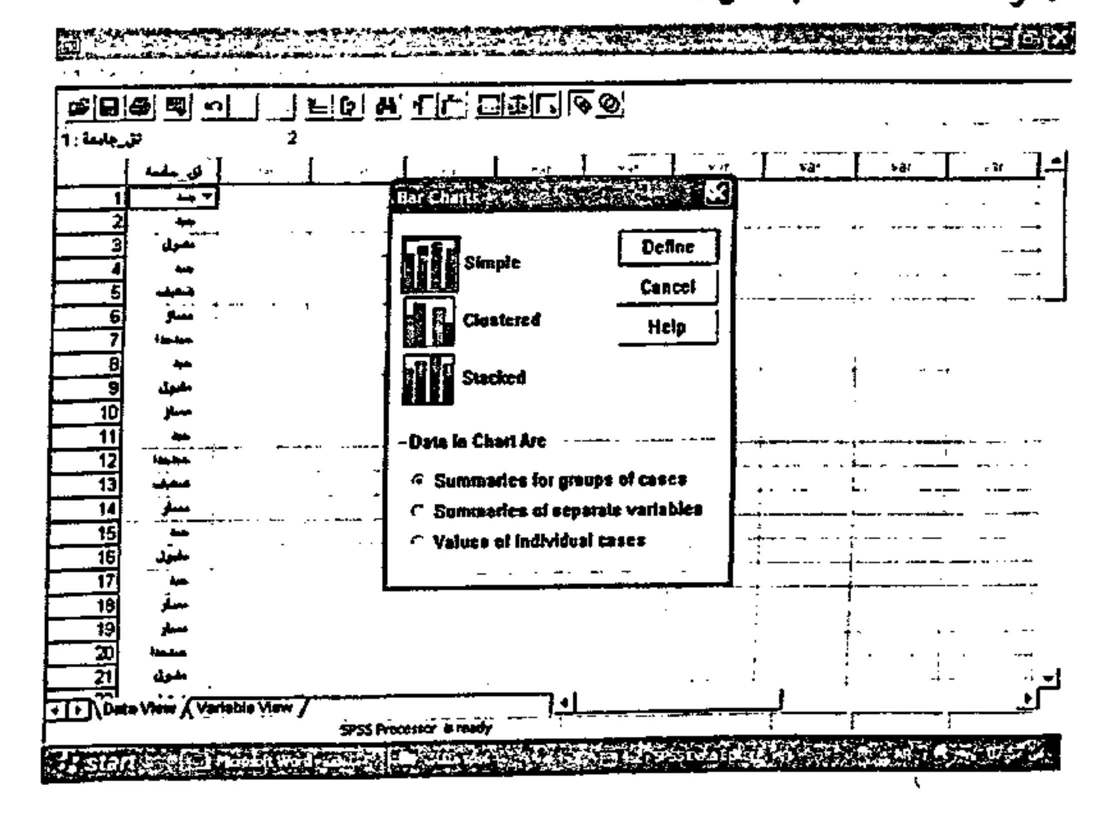
الخطوة الثانية : الانتقال إلى شاشة *Data View* ، و كتابة البيانات الإحصائية في العمود الخاص "تق_جامعة" كما هو موضح بالشكل:



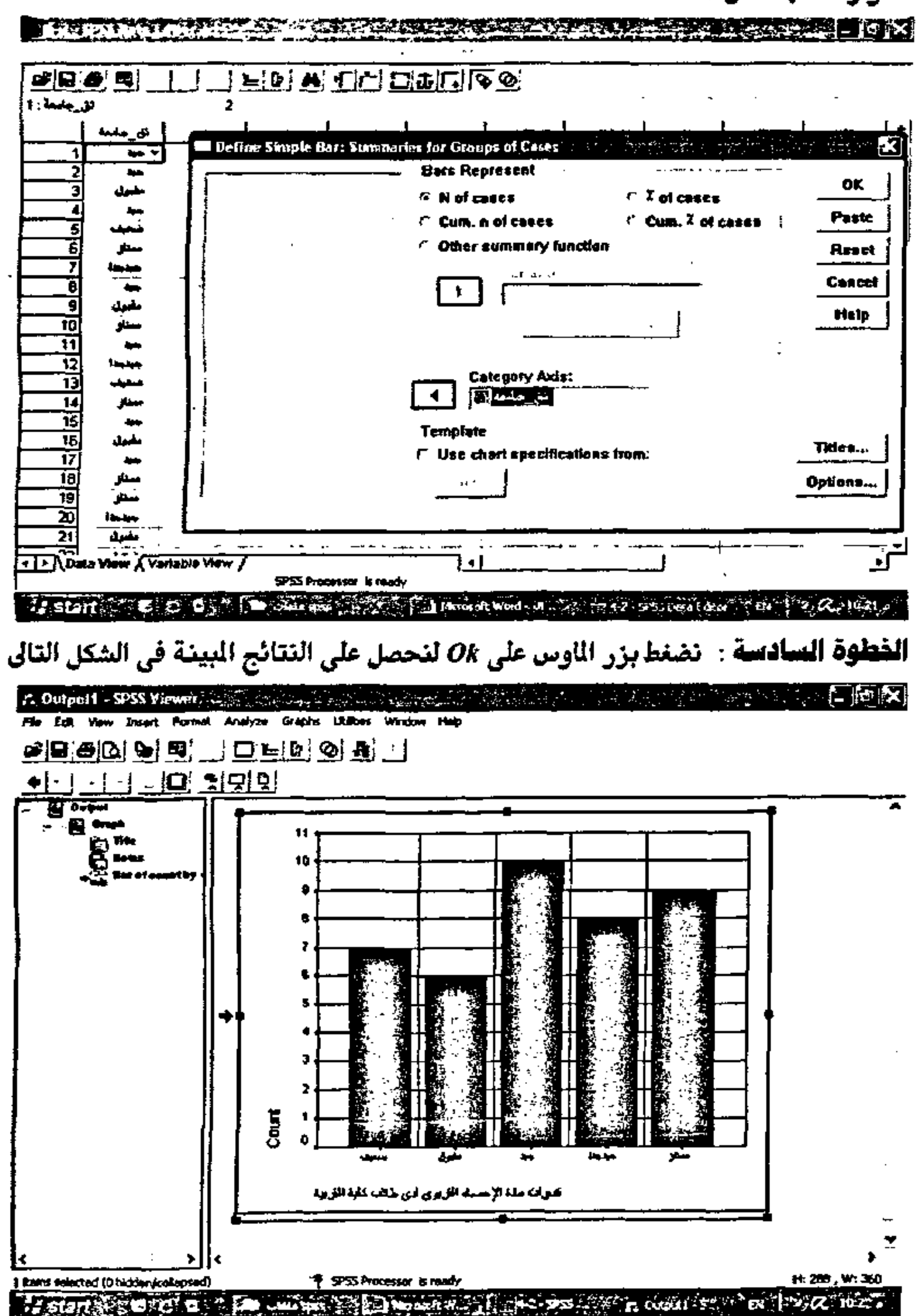
الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر نختار الأمر *Graphs* ثم الأمر الفرعي *...Bar*



الخطوة الرابعة : سيظهر مربع حوار، نختار النمط البسيط *Simple* ثم نتأكد من اختيار مجموعات الحالات كما بالشكل :



الخطوة الخامسة : نضغط بزر الماوس على *Define* ، فنحصل على مربع الحوار التالى نحدد المتغير "تق_جامعة" ، ثم نضغط بالسهم الأيمن لندخله فى المستطيل الأبيض الخاص بمعالجة المتغير *"Category Axis"*، و نتحقق من تحديد الاختيارات المبينة فى جدول الحوار كما بالشكل :



الخطوة السادسة : نضغط بزر الماوس على *Ok* لنحصل على النتائج المبينة فى الشكل التالى

مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *SPSS* : يلاحظ من الطريقة اليدوية و طريقة *SPSS* أننا توصلنا إلى نفس النتائج مع فارق ترتيب المستطيلات و هذه عملية شكلية لا تؤثر في حقيقة المعلومة التي يقدمهما الشكلان ، مع مراعاة الفارق في الدقة و الإمكانيات بين الطريقتين كما سبق و أوضحنا .

التفسير التربوى للنتيجة : النتيجة توضح الاتى:

- وجود عدد من الطلاب حاصلين على تقديرات متميزة فى مادة الإحصاء التربوى منهم (٩) حاصلين على تقدير ممتاز و (٨) حاصلين على تقدير (جيدجداً) و هؤلاء ينبغى الحفاظ على مستواهم و تشجيعهم و تدعيمهم .
- وجود عدد من الطلاب حاصلين على تقديرات متوسطة فى مادة الإحصاء التربوى منهم (١٠) حاصلين على تقدير جيد و (٦) حاصلين على تقدير (مقبول) و هؤلاء ينبغى الاهتمام بهم لرفع مستواهم بتكليفهم بمهام أكاديمية إضافية .
- وجود عدد من الطلاب حاصلين على تقديرات منخفضة فى مادة الإحصاء التربوى و هم (٧) طلاب حاصلين على تقدير (ضعيف) و هؤلاء ينبغى التركيز عليهم لمعرفات مسببات فشلهم فى المادة و توجيهم التوجيه المناسب .

مثال(٤-٧): أراد باحث التعرف على درجة التوافق الإجتماعى لدى عينة من مفحوصيه عددهم ٢٧ فكانت درجاتهم على مقياس التوافق ذى الدرجة الكلية ١٦ موزعة كالتالى:

١٤-٩-٩-١٤-٧-١٢-٦-١٣-١٠-١٠-٨-٧-١٤-٨-١٢-٧-١٢-٦-١٢-١٣-١٤-٩-
١٢-٨-١٤-١٢-٩

و المطلوب تمثيل هذه البيانات بيانياً عن طريقة المدرج المنفصل بالطريقة اليدوية وباستخدام *SPSS* :

الطريقة اليدوية :

الخطوة الأولى: تحويل البيانات المذكورة فى المثال إلى جدول توزيع تكرارى كالتالى:

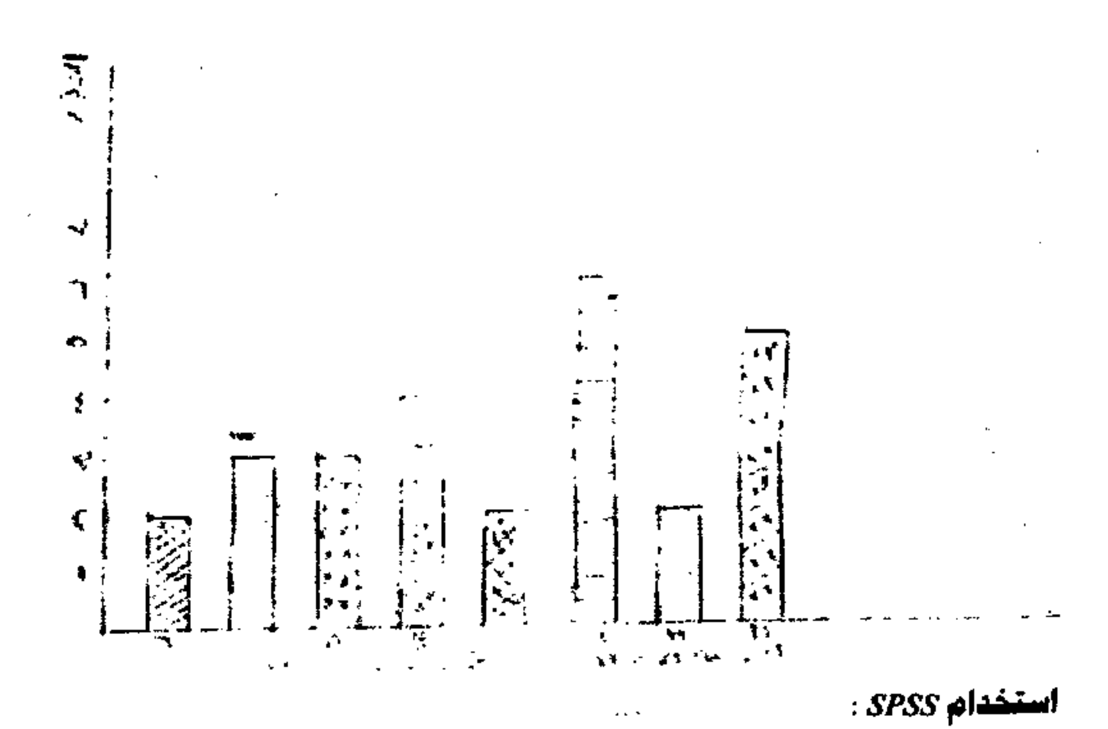
البيانات الإحصائية	التكرار
٦	٢
٧	٣
٨	٣
٩	٤
١٠	٢
١٢	٦
١٣	٢
١٤	٥
المجموع	٢٧

تدريب
أثبت الجدول السابق

الخطوة الثانية:رسم محورين أفقى و رأسى

الخطوة الثالثة: اختيار مقياس رسم مناسب على المحور الرأسي لتمثيل التكرارات و حيث أن أكبر تكرار هو ٦ فيمكن اختيار مقياس الرسم بحيث تمثل كل وحدة فيه بـ"١" .

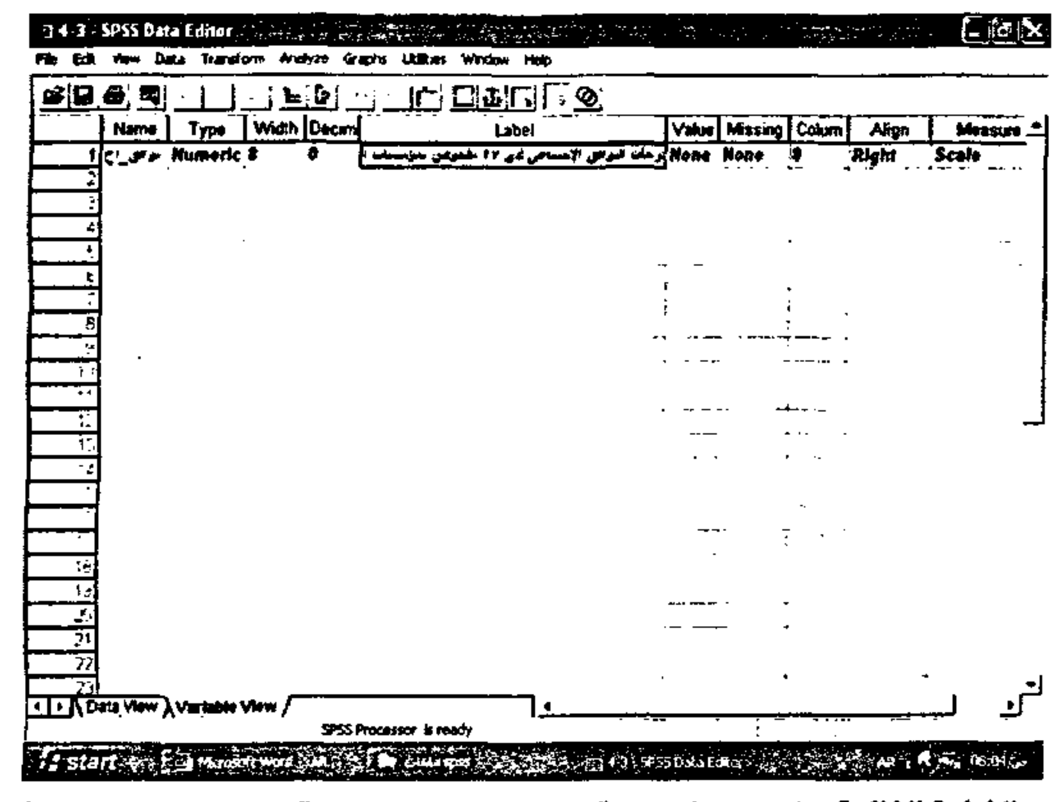
الخطوة الرابعة : بملاحظة جدول التوزيع التكرارى نجد أن هناك ثمانية بيانات كمية كل بيان له تكرار مقابل ، لذلك يتم رسم ثمانية مستطيلات على المحور الأفقي كل مستطيل يعبر عن بيان و المستطيلات ذات قواعد متساوية و متطابقة على المحور الافقى و ارتفاع كل مستطيل يمثل تكرار البيان الممثل له المستطيل و يفصل بين المستطيلات بمسافات متساوية ، و بناءً على الخطوات الأربع السابقة يمكن رسم المدرج المنفصل كما بالشكل:-



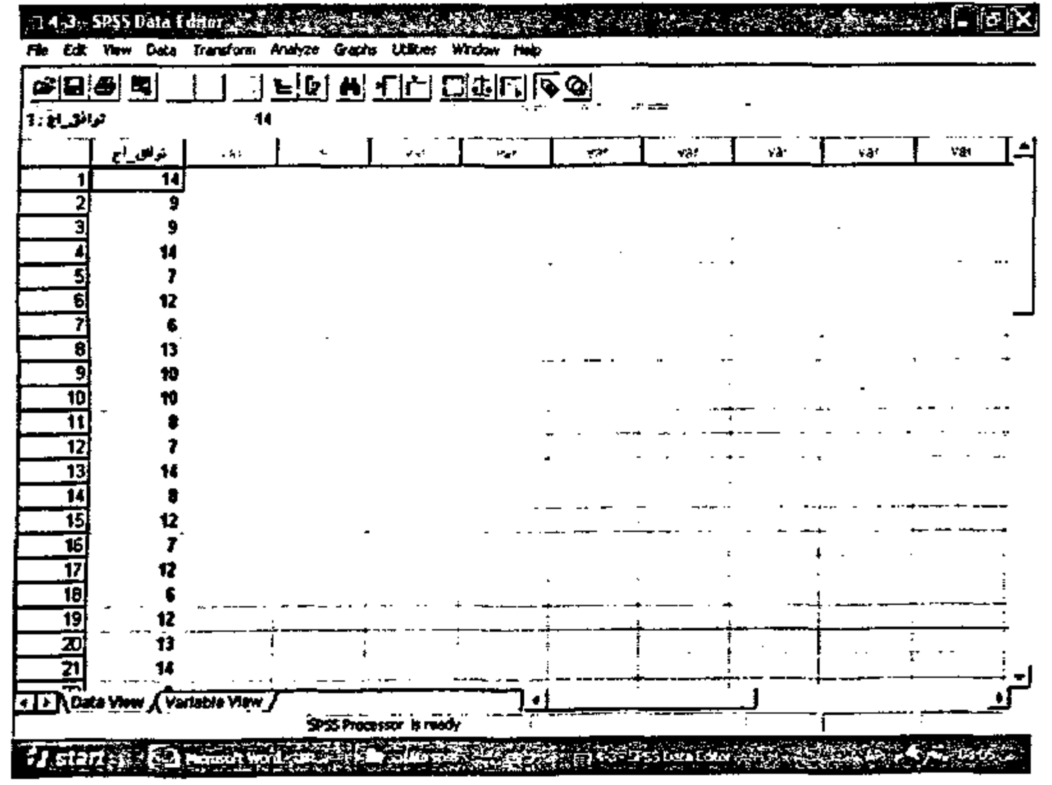
استخدام ***SPSS*** :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغير المطلوب معالجة بياناته :و ذلك بفتح شاشة *Variable View* و تحديد هذه الخصائص الموضحة أيضاً بالشاشة :

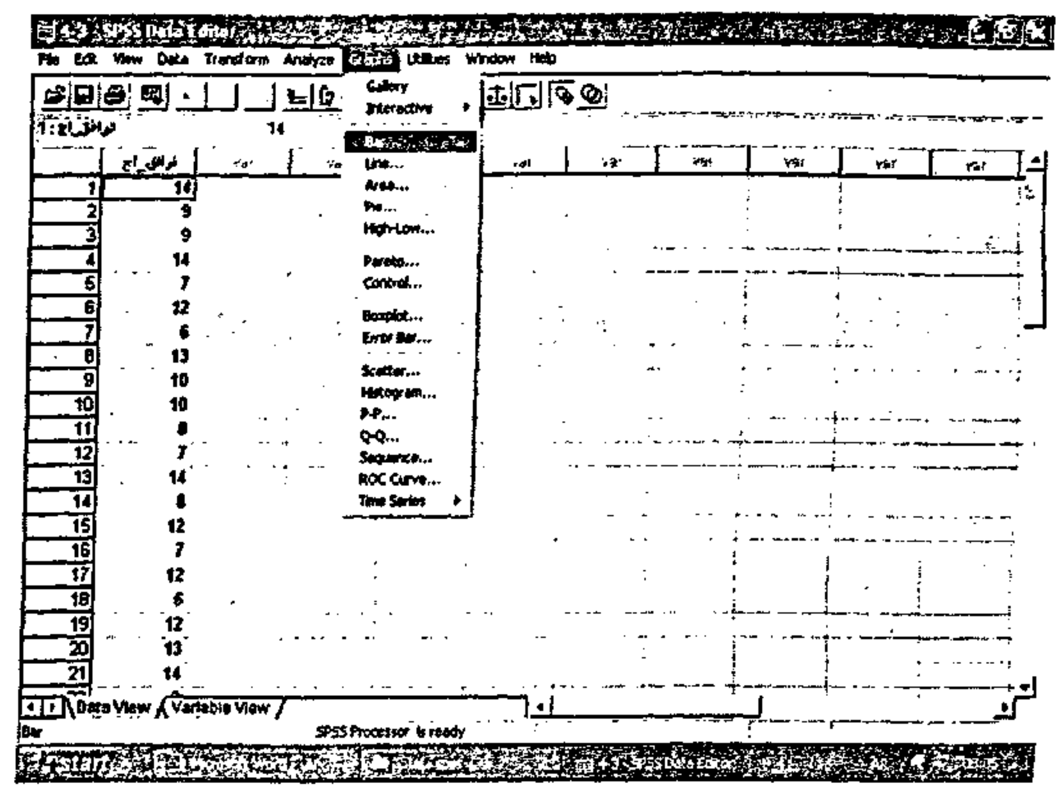
الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
توافق_اج	رقمى	٨	لايوجد	درجات التوافق الإجتماعى لدى ٢٧ مفحوص بمؤسسات الرعاية	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج



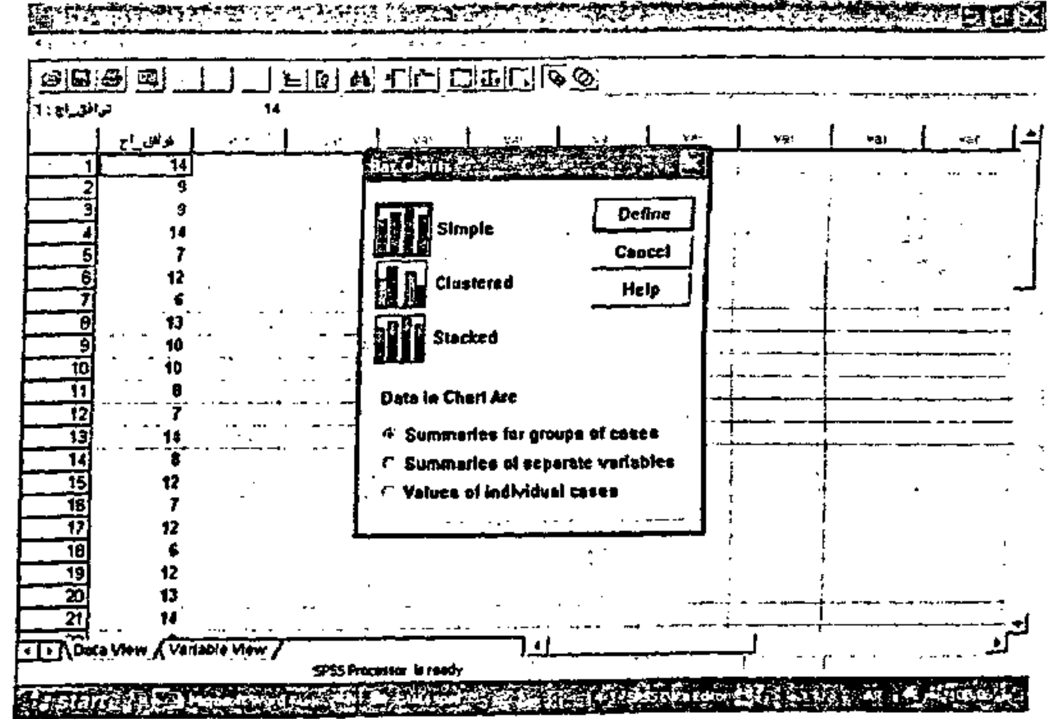
الخطوة الثانية : الانتقال إلى شاشة *Data View* ، ثم كتابة البيانات الإحصائية في العمود الخاص "توافق_اج" كما هو موضح بالشكل:



الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر نختار الأمر *Graphs* ثم الأمر الفرعي *Bar...*

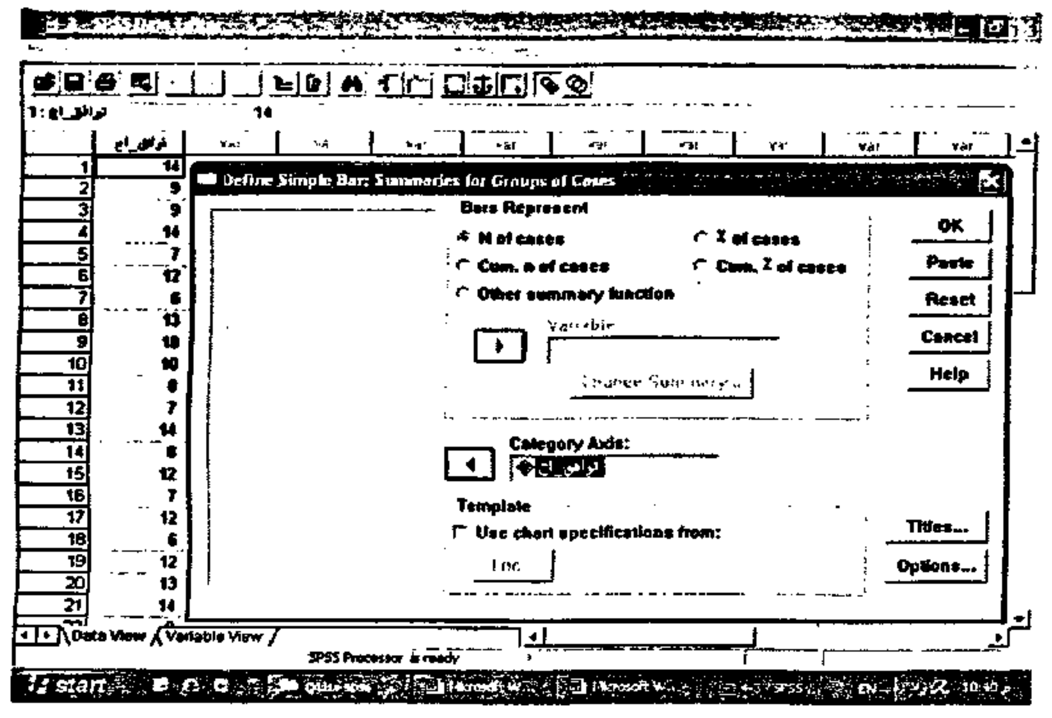


الخطوة الرابعة : سيظهر مربع حوار نختار النمط البسيط *Simple* ثم نتأكد من اختيار مجموعات الحالات كما بالشكل .

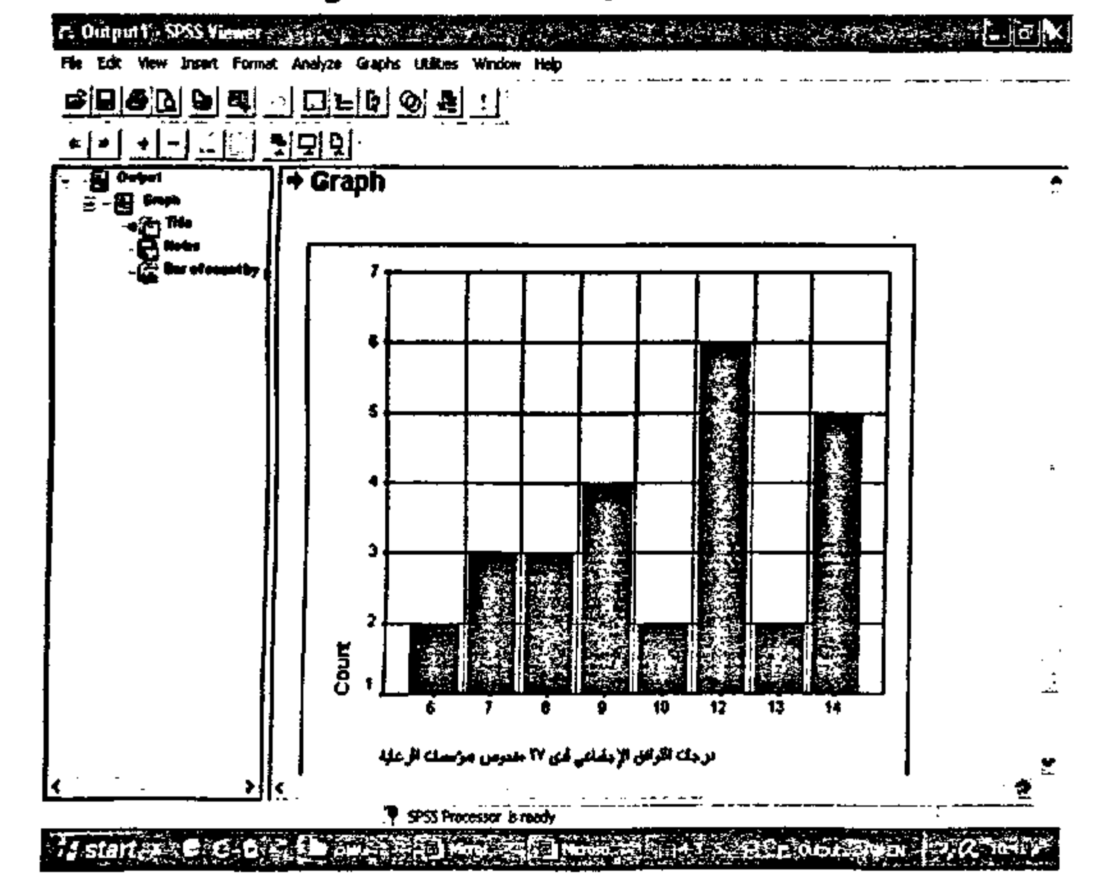


الخطوة الخامسة : نضغط بزر الماوس على *Define* ، فنحصل على مربع الحوار التالى نحدد المتغير "توافق_اج" ثم نضغط بالسهم الأيمن لندخله فى المستطيل الأبيض "*Category Axis*"

الخاص بمعالجة المتغير و نتحقق من تحديد الاختيارات المبينة في جدول الحوار كما بالشكل :



الخطوة السادسة : نضغط بزر الماوس على *Ok* لنحصل على النتائج المبينة في الشكل التالي



تدريب

قارن بين الطريقتين اليدوية و طريقة *SPSS* ، مع تفسير النتيجة المتحصل عليها بأى من الطريقتين تربوياً

٢-الخط البياني *Line Chart*: هو عبارة عن خط يصل بين مجموعة من النقاط كل نقطة تمثل بيان بحيث يمثل ارتفاع هذه النقطة عن محور السينات عدد مرات تكرار البيان ، و يبدأ أول بيان من نقطة الصفر على المحور السينى أما آخر بيان فيكون مكانه آخر نقطة على المحور السينى المرسوم و ما بينهما من نقاط تبعد عن بعضها البعض بمسافات متساوية ،و الخط البيانى يصلح لتمثيل البيانات الكيفية و كذلك البيانات الكمية ذات القيم المختلفة قليلة العدد على حد سواء، و يمكن معرفة كيفية إعداد الخط البيانى يدوياً وباستخدام *SPSS* من خلال الأمثلة كالتالى:

مثال (٤-٣-٤): قام معلم فصل بتصنيف مجموعة من تلاميذه عددهم " ٢٥" تلميذاً فى ضوء درجاتهم على اختبار الحساب فحصل على التقديرات التالية:

ممتاز-ممتاز-ضعيف-ممتاز-متوسط-ممتاز-ضعيف-ضعيف-ممتاز-متوسط-متوسط-متوسط-ممتاز-ضعيف-ممتاز-ممتاز-ممتاز-متوسط-ضعيف-متوسط-متوسط-ممتاز-متوسط-متوسط-ممتاز

و المطلوب تمثيل هذه البيانات بواسطة الخط البيانى يدوياً و باستخدام *SPSS* ؟

الطريقة اليدوية:

الخطوة الأولى: يتم تحويل البيانات السابقة إلى جدول توزيع تكرارى و هو موضح بالجدول التالى:

البيان	التكرار
ممتاز	١١
متوسط	٩
ضعيف	٥
المجموع	٢٥

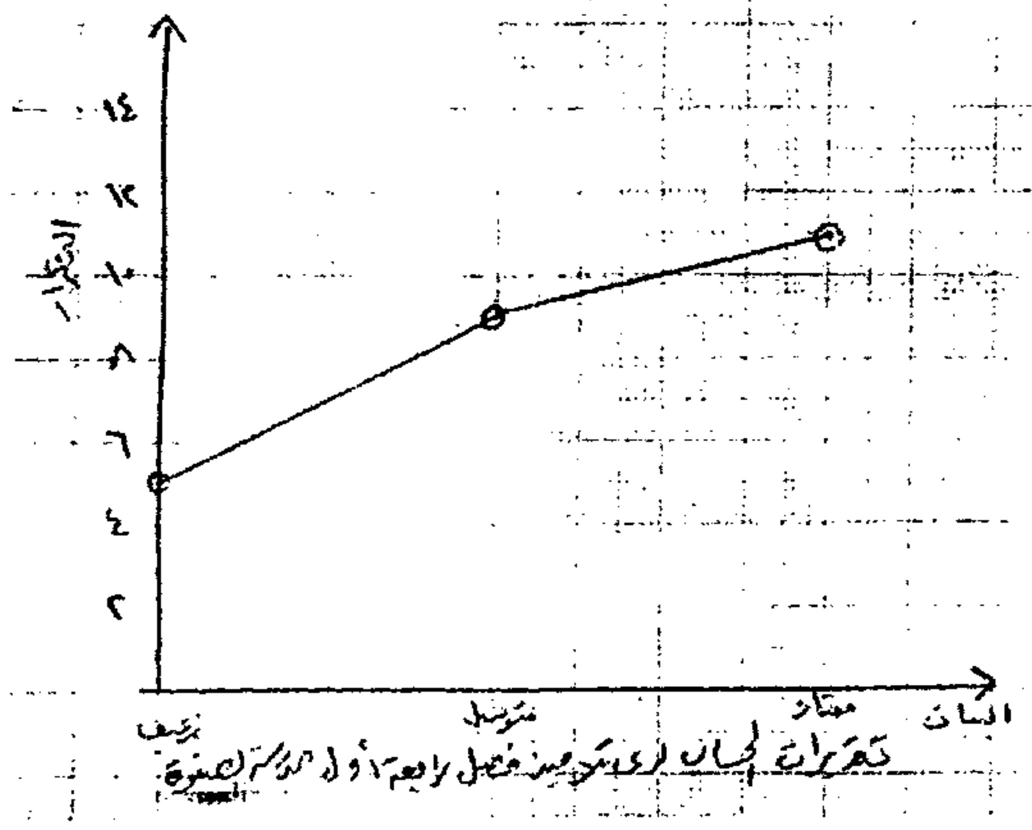
تدريب
أثبت الجدول السابق

الخطوة الثانية: يتم رسم محورين متعامدين أفقي و رأسي.

الخطوة الثالثة : يتم اختيار مقياس رسم مناسب على المحور الرأسي و حيث أن أكبر تكرار هو ١١ نختار كل وحدة بـ"٢" .

الخطوة الرابعة : نحدد أول بيان و هو ممتاز على بداية المحور الافقي و آخر بيان و هو ضعيف على نهاية المحور الافقي و البيان متوسط على نقطة المنتصف و لكن ارتفاع كل نقطة في الثلاثة على حسب تكرارهم.

و بناءً على الخطوات الأربع السابقة يمكن رسم الخط البياني كالتالي:



استخدام SPSS :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغير المطلوب معالجة بياناته :و ذلك بفتح شاشة *Variable View* و تحديد هذه الخصائص و الموضحة أيضاً بالشاشة :

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض* الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
الحساب	رقمي	٨	لايوجد	تقديرات ٢٥ تلميذ في الحساب في فصل ١/٤ بمدرسة الصفوة	(١، ضعيف)، (٢، متوسط)، (٣، ممتاز)	لا يوجد	٨	يمين	متدرج

4-4 - SPSS Data Editor

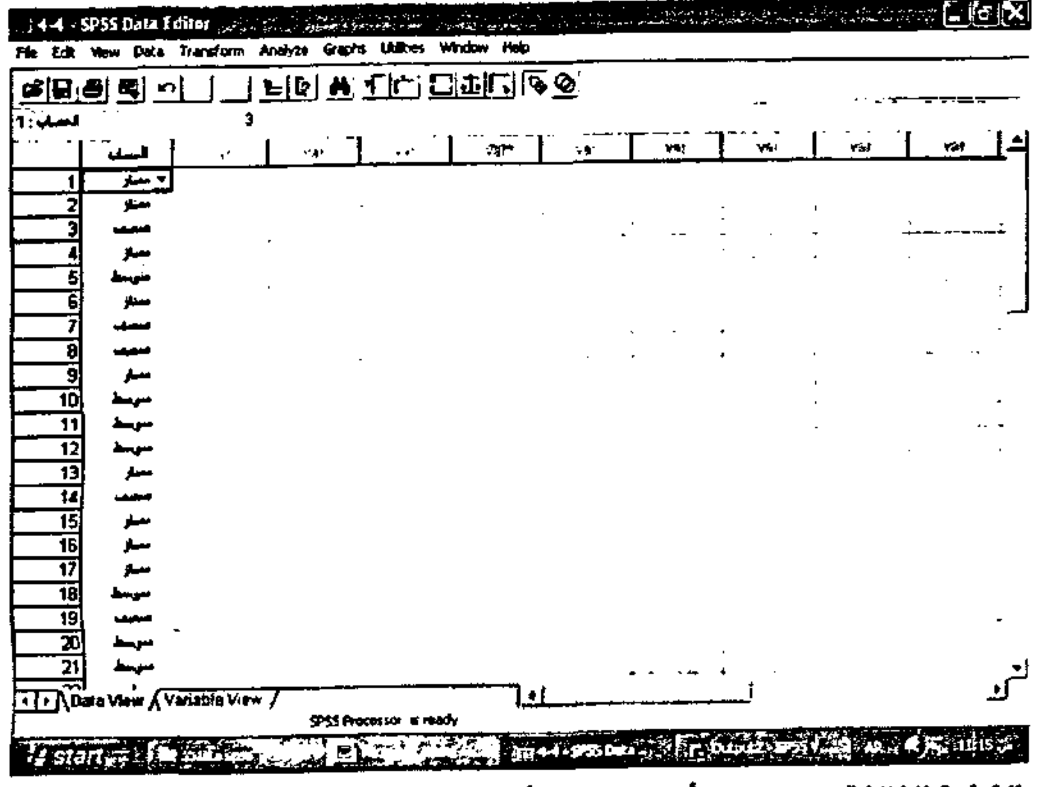
File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

	Name	Type	Width	Decim	Label	Values	Missing	Colum	Align	Meas
1	الحساب	Numeric	8	0	تقديرات ٢٥ تلميذ في الحساب في فصل ١/٤ بمدرسة ال...	{1, ضعيف}...	None	8	Right	Scale

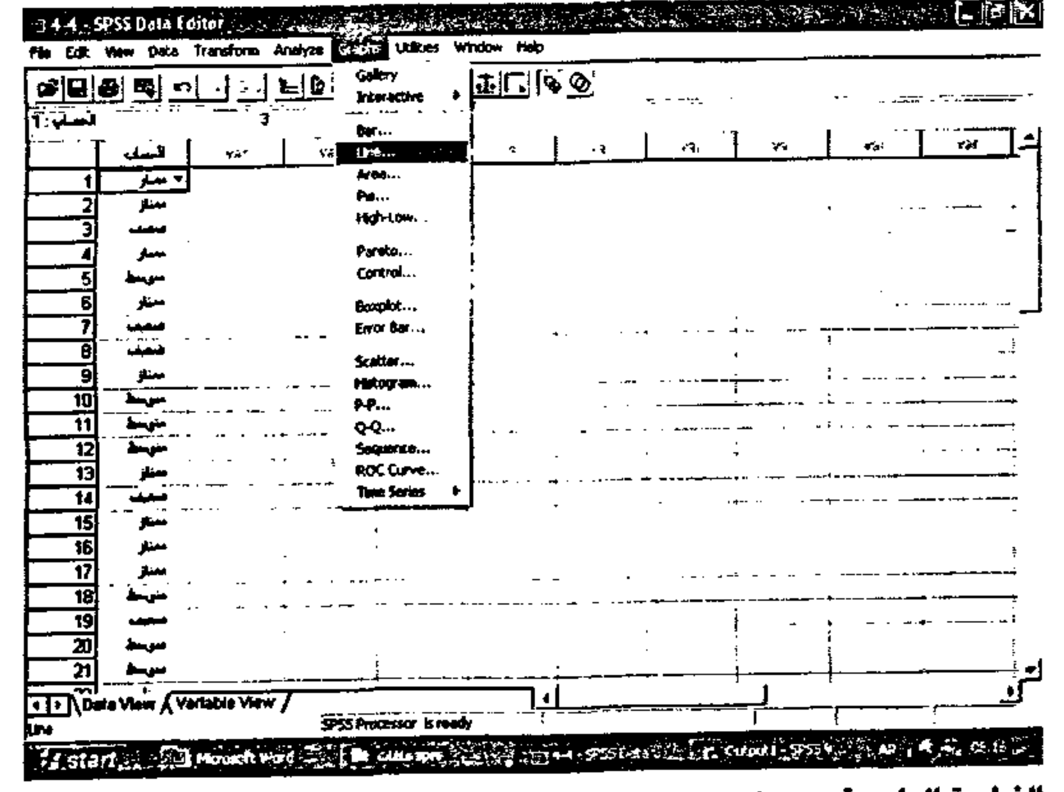
Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

الخطوة الثانية : الانتقال إلى شاشة *Data View* ، ثم كتابة البيانات الإحصائية في العمود الخاص "الحساب" كما هو موضح بالشكل:

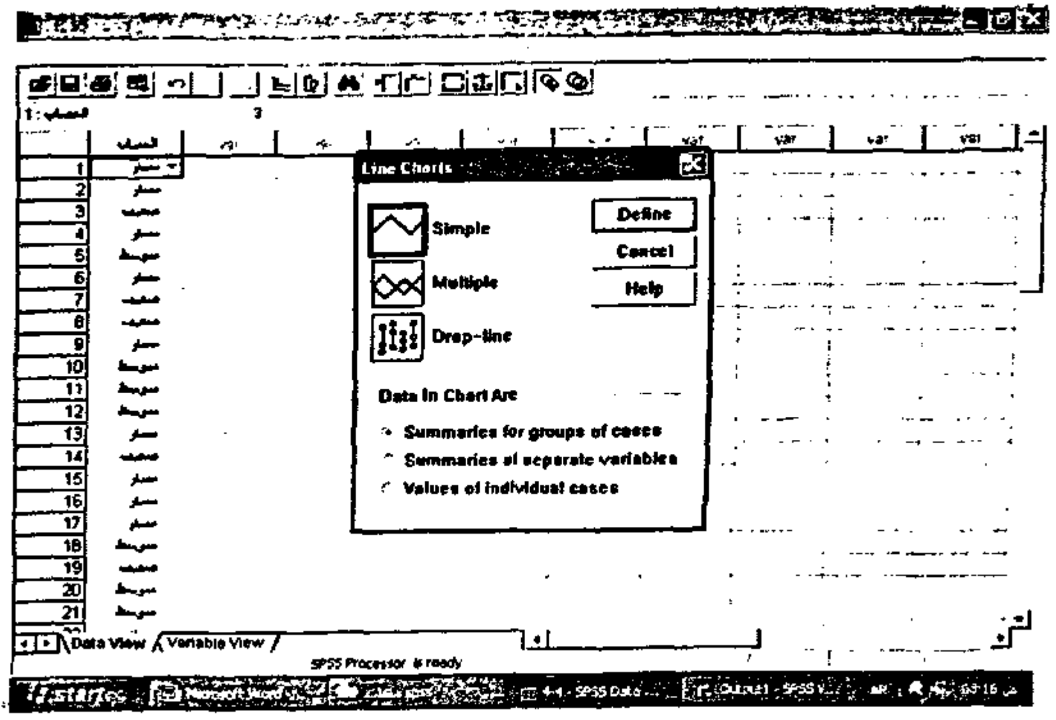


الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر نختار الأمر *Graphs* ثم الأمر الفرعي ***Line...***

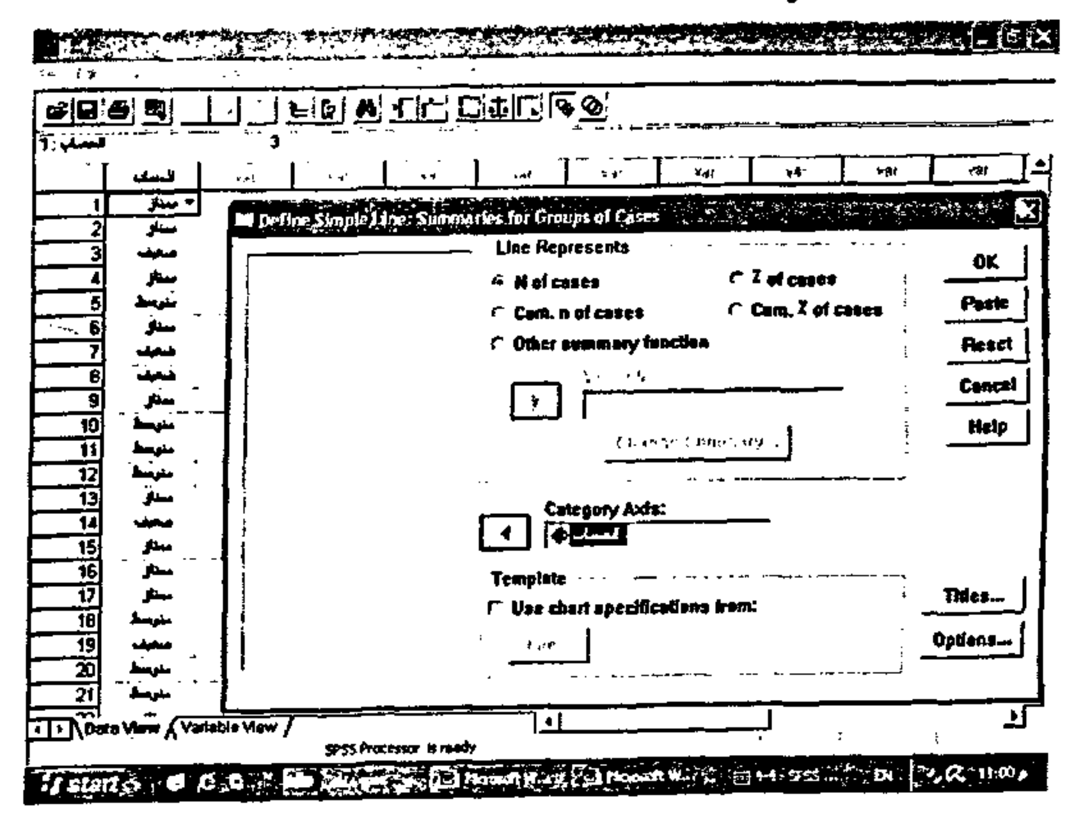


الخطوة الرابعة : سيظهر مربع الحوار التالى ، نختار النمط البسيط *"Simple"* ، و

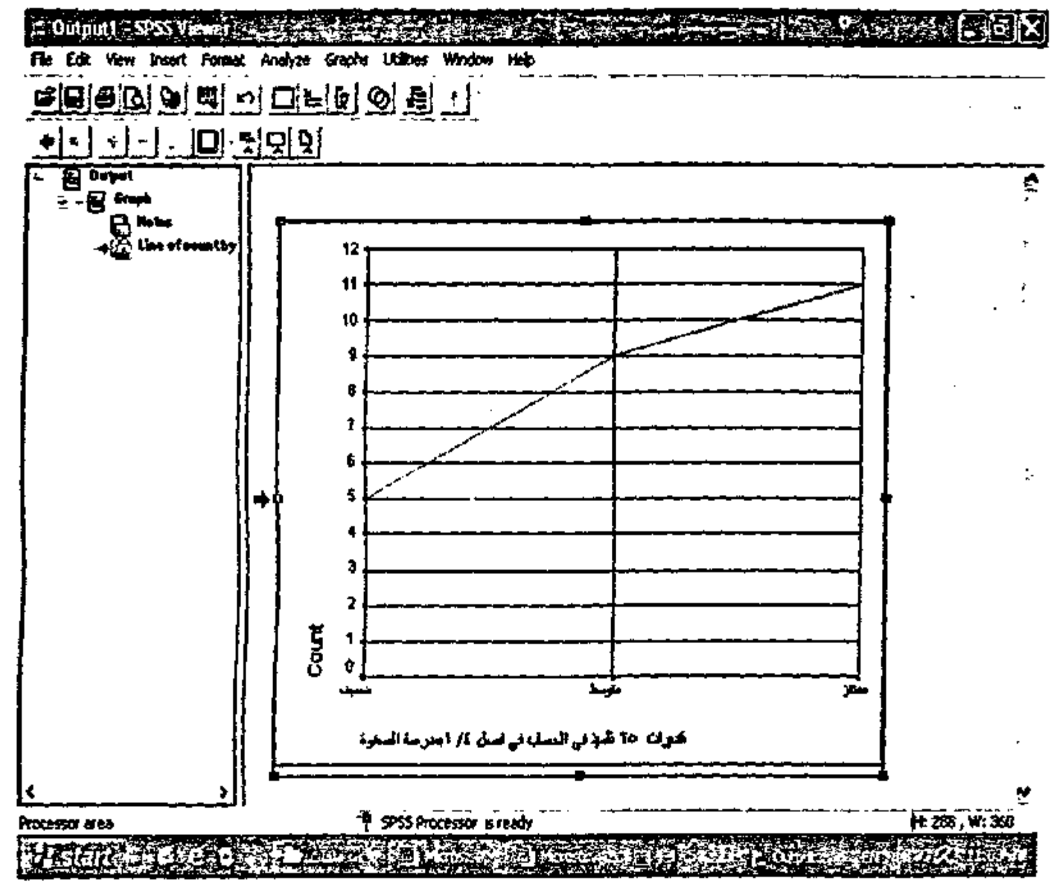
التحديد الموضح بالشكل:



الخطوة الخامسة : نضغط على الزرار *"Define"* سيظهر مربع الحوار التالى: يتم إدخال المتغير في المستطيل الأبيض المسمى *"Category Axis"* و التأكد من اختيار معالجة التكرار " عدد الحالات *"N. Of Cases"*.



الخطوة السادسة: بعد الضغط على الزرار *Ok* نحصل على النتيجـة و هـو التمثيـل البيـانى لهذه البيانات الكمية كما بالشكل :



مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *SPSS* : يلاحظ من الطريقـة اليدويـة و طريقـة *SPSS* أننـا توصلنا إلى نفس النتائج ، مع فارق الدقـة و الإمكانيـات و الخيـارات العديـدة التـى يقـدمها *SPSS* كما سبق و أوضحنا .

تدريب

حاول أن تجرب الخيارات العديدة فى هذا الشكل و الموجودة فى نافذة الأشكال *Chart Editor* ، فى ضوء ما عرفته سابقاً .

التفسير التربوى للنتيجة : توضح هذه النتيجة وجود عدد كبير من التلاميذ المتميزين فـى مادة الحساب عددهم ١١من تكراركلى قدره ٢٥ علينا أن نشجعهم و ندعمهم و نجعلهم قدوة لزملائهم ، كما يوجد (٩) تلاميذ تقديراتهم متوسطة فى الحساب و دور المعلم هنـا ينحصـر فى ضرورة رفع مستوى هؤلاء التلاميذ بتكليفهم بواجبات و خلق الحـافز و الـدافع للـتعلم و

التحسن في المستوى ، كما يوجد (٥) طلاب تقديراتهم ضعيفة و ينبغي هنا على المعلم أن يعرف سبب هذا الضعف هل أسباب مدرسية أم بيئية أم شخصية و يحاول بقدر الإمكان أن يقلل منها .

مثال(٤-٧): طبق باحث اختباراً في الذكاء على مجموعة من تلاميذ الصف الأول الإعدادى قوامها ٤٠ تلميذاً و بعد تصنيف التلاميذ طبقاً لدرجاتهم على الاختبار حصل على المستويات العقلية الآتية:

ذكي–ذكي–متوسط الذكاء–متوسط الذكاء–ذكي جدا–ذكي–دون المتوسط–ذكي–ذكي–ذكي جدا–ذكي جدا–ذكي–ذكي–متوسط الذكاء– متوسط الذكاء– متوسط الذكاء– متوسط الذكاء– متوسط الذكاء– دون المتوسط–ذكي–متوسط الذكاء– متوسط الذكاء– متوسط الذكاء– متوسط الذكاء–ذكي– متوسط الذكاء–دون المتوسط–متوسط الذكاء–ذكي جدا– متوسط الذكاء– متوسط الذكاء–متوسط الذكاء–ذكي–ذكي–دون المتوسط–ذكي– متوسط الذكاء– متوسط الذكاء– متوسط الذكاء.

و المطلوب تمثيل هذه البيانات بواسطة الخط البياني يدوياً و باستخدام *SPSS* :

الطريقة اليدوية :

الخطوة الأولى: يتم تحويل البيانات السابقة إلى جدول تكرارى كالتالى:

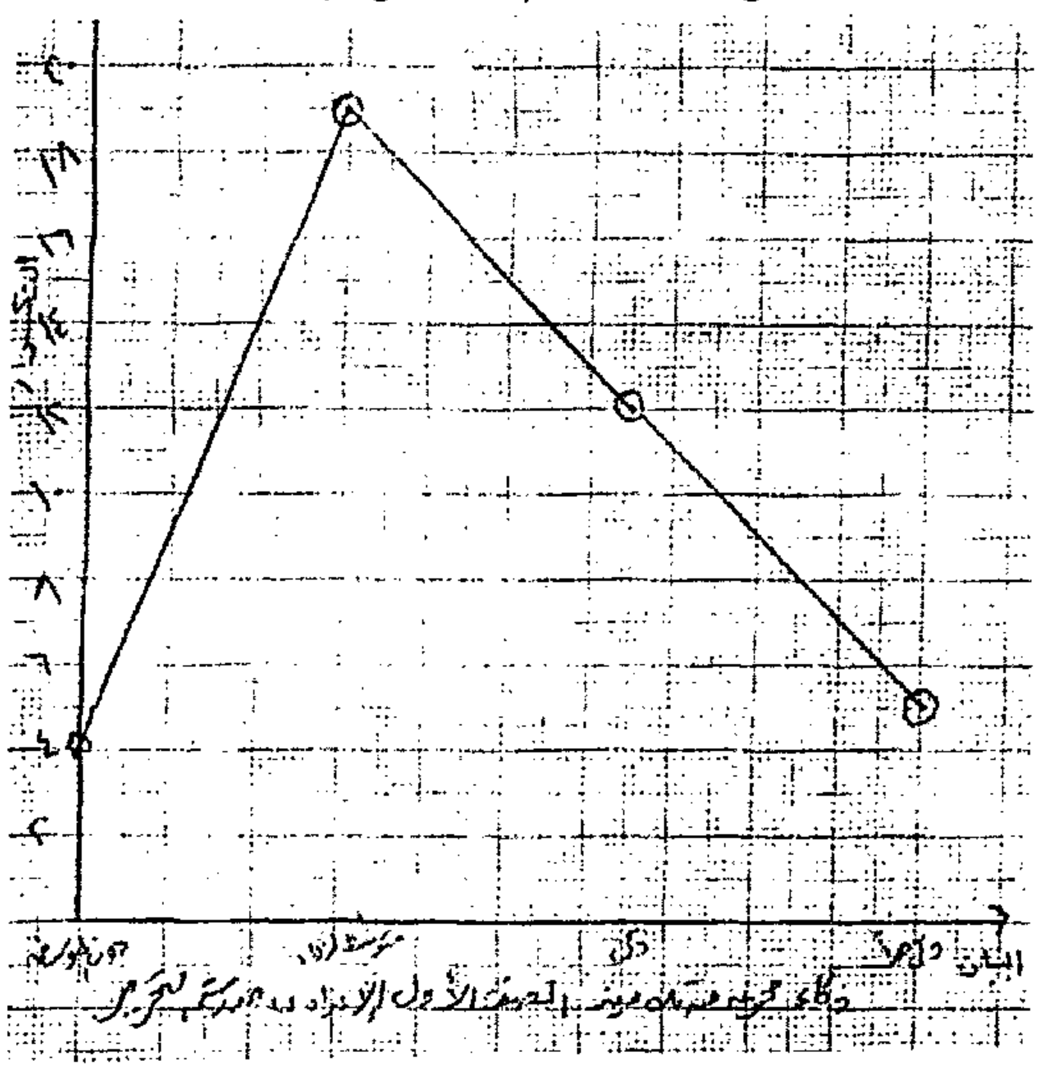
البيان	التكرار
دون المتوسط	٤
متوسط الذكاء	١٩
ذكي	١٢
ذكي جدا	٥
المجموع	٤٠

الخطوة الثانية: يتم رسم محورين أفقي و رأسي .

الخطوة الثالثة : يتم أخذ مقياس رسم مناسب لتمثيل تكرار البيانات على المحور الرأسى و حيث أن أكبر تكرار هو ٢٠ فيمكن تمثيل كل وحدة بـ "٢" .

الخطوة الرابعة : يتم تمثيل كل بيان على المحور الأفقى بحيث نبدأ بأول بيان" دون المتوسط" على بداية المحور السينى و يرتفع بقدر تكراره ،ثم آخر بيان " ذكى جدا" على نهاية المحور السينى و يرتفع بقدر تكراره ، و باقى البيانات يتم تمثيلها بين هذين البيانين على أن تكون بينهما مسافات متساوية، و يتم توصيل النقاط .

بناءً على الخطوات الأربع السابقة يمكن رسم الخط البيانى يدوياً كالتالى:



استخدام ***SPSS*** :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغير المطلوب معالجة بياناته :و ذلك بفتح شاشة *Variable View* و تحديد هذه الخصائص الموضحة أيضاً بالشاشة :

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
الذكاء	نوعي	٨	لايوجد	درجات تلاميذ أولى إعدادى فى الذكاء بمدرسة التحرير	(١،دون المتوسط)، (٢، متوسط الذكاء)، (٣،ذكي)، (٤، ذكي جدا)	لا يوجد	٨	يمين	رتبي

4-5 : SPSS Data Editor

File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

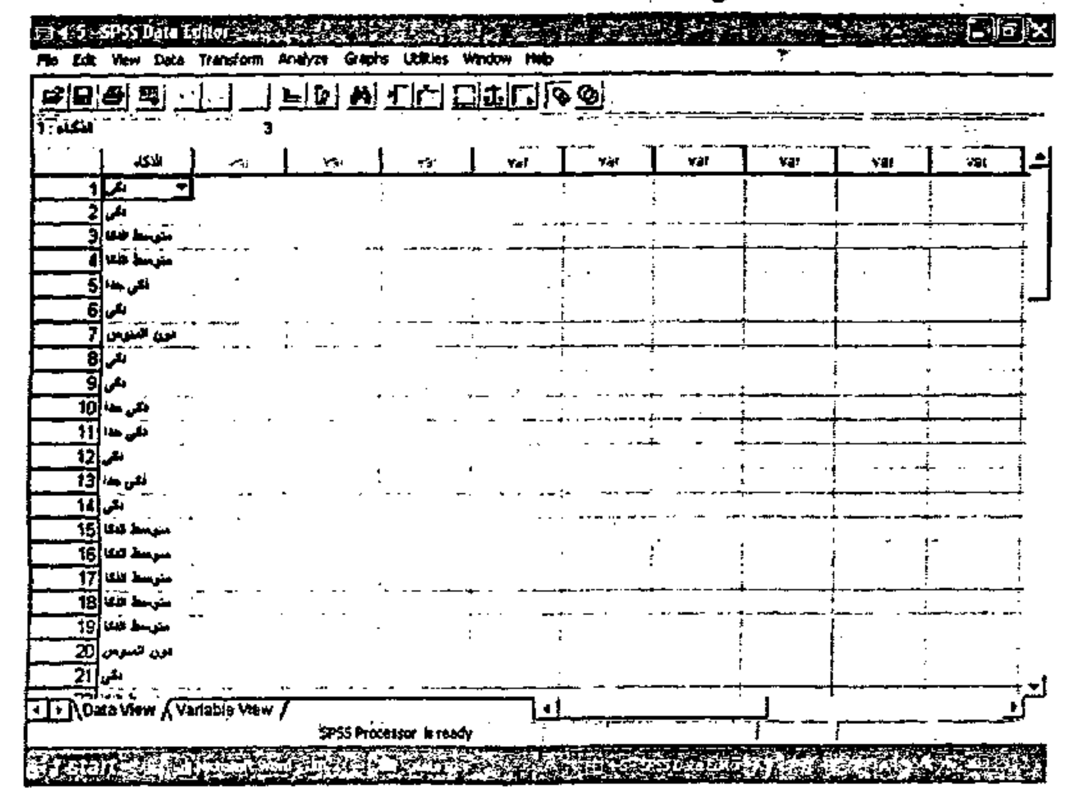
	Name	Type	Width	Decim	Label	Values	Missing	Colum	Align	Measure
1	الذكاء	String	8	0	درجات تلامذة أولي إعدادي في الذكاء بمدرسة التحرير	{1, دون المتو	None	8	Left	Ordinal
2										
3										
4										
5										
6										
7										
8										
9										
10										
11										
12										
13										
14										
15										
16										
17										
18										
19										
20										
21										
22										
23										

Data View / Variable View

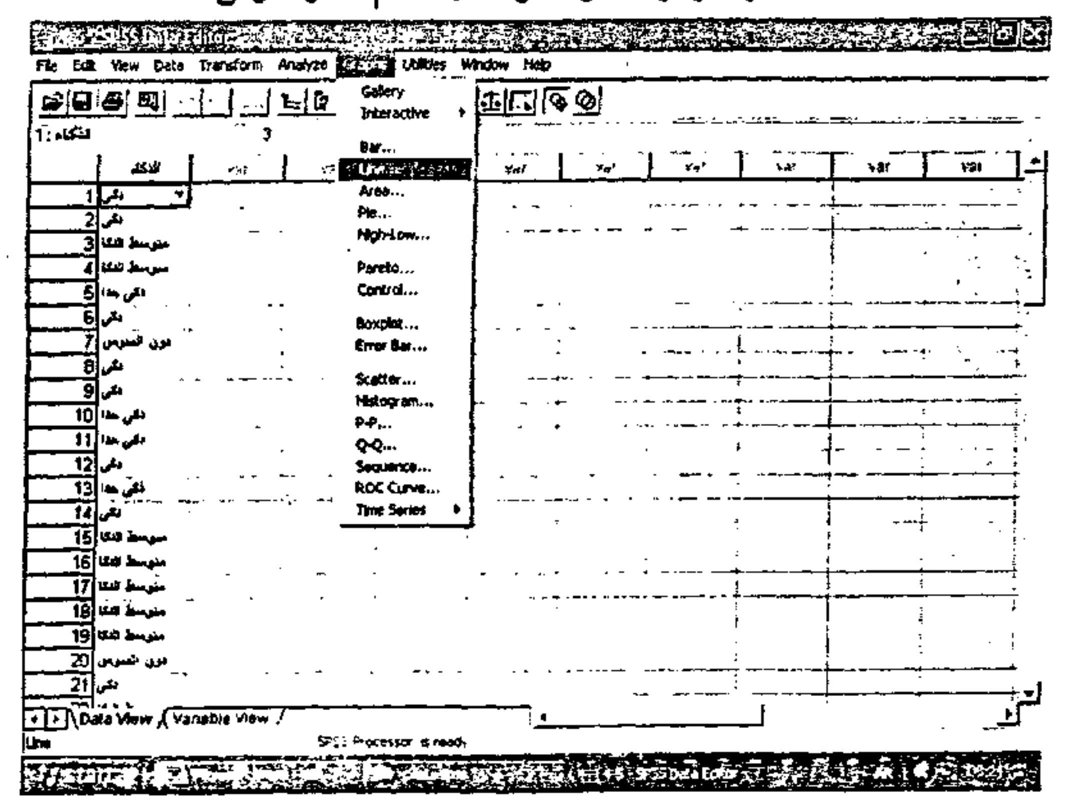
SPSS Processor is ready

start | 4-5 : SPSS Data Editor

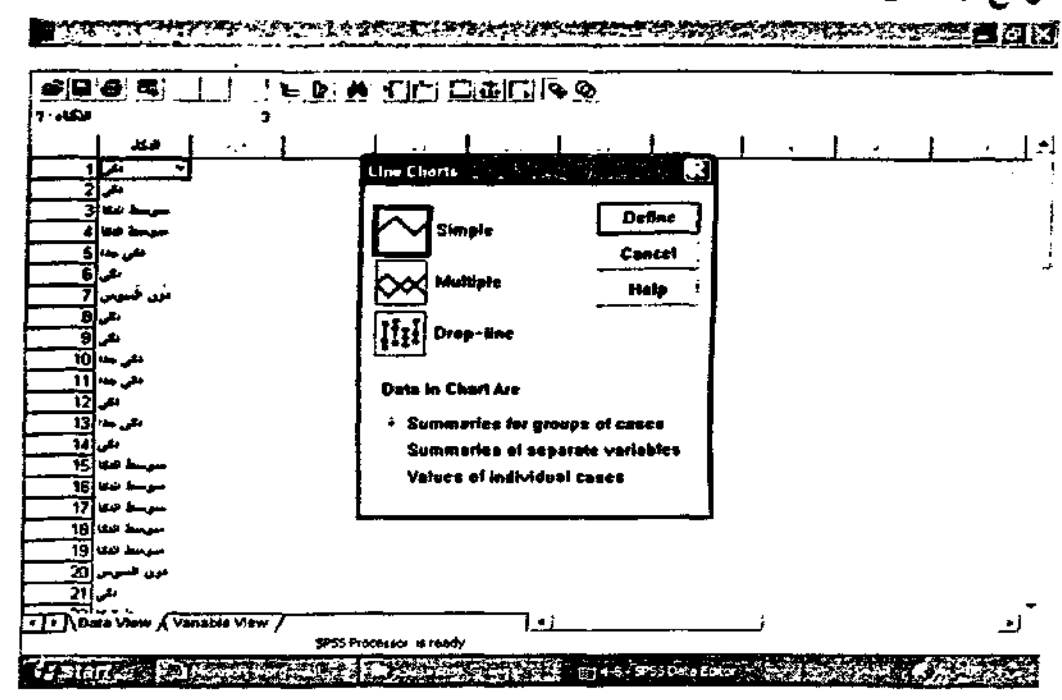
الخطوة الثانية : الانتقال إلى شاشة*Data View* ، ثم كتابة البيانات الإحصائية في العمود الخاص "الذكاء" كما هو موضح بالشكل:



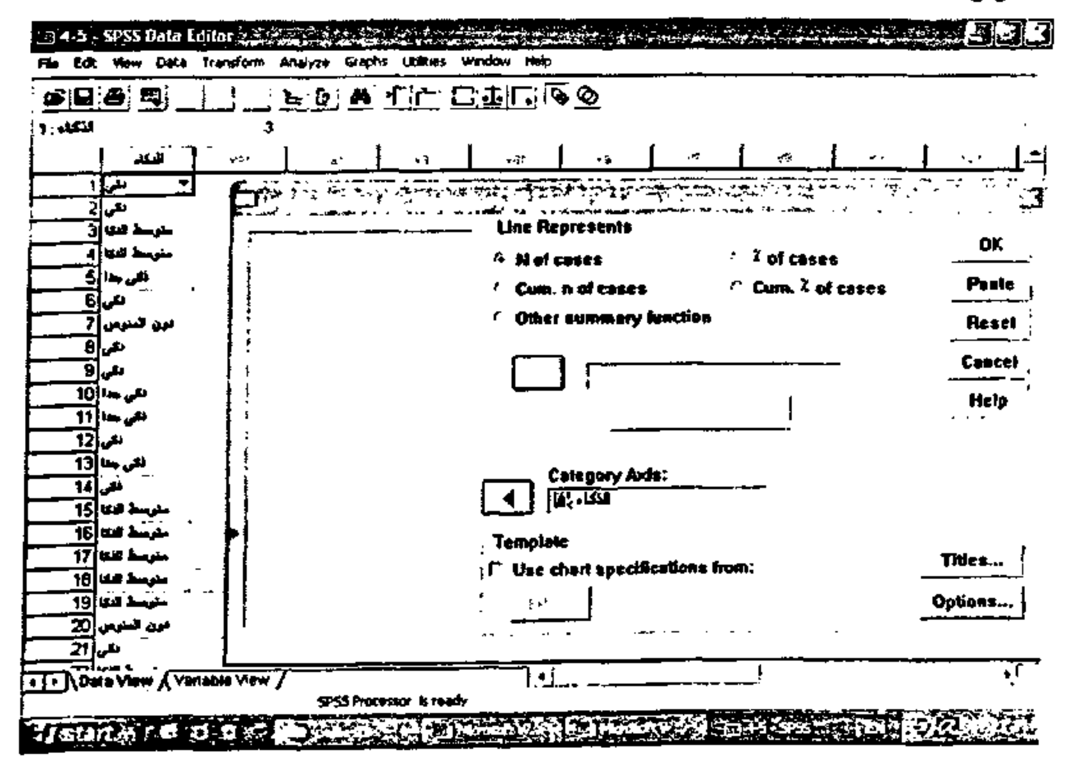
الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر نختار الأمر *Graphs* ثم الأمر الفرعي *...Line*



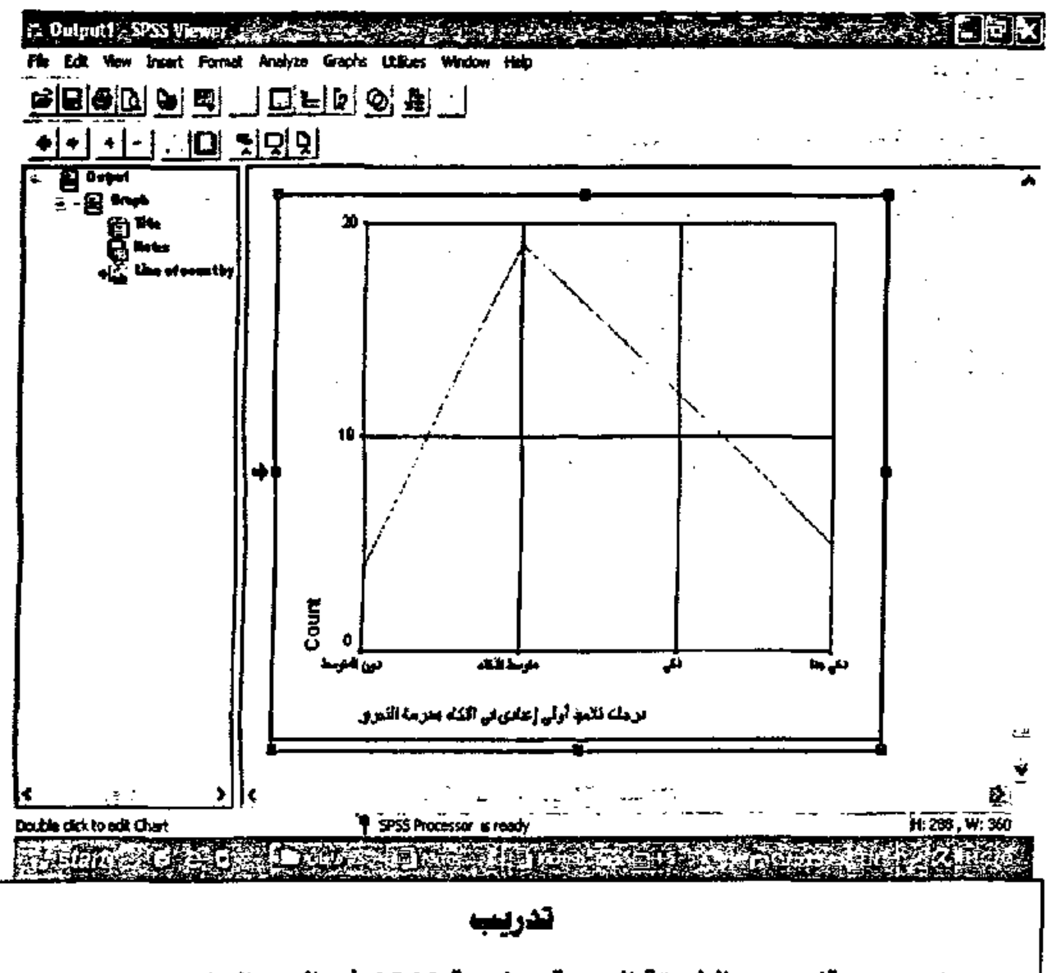
الخطوة الرابعة :سيظهر مربع الحوار التالى ، نختار النمط البسيط *"Simple"* ، و التحديد الموضح بالشكل :



الخطوة الخامسة : نضغط على الذرار *"Define"* سيظهر مربع الحوار التالى: يتم إدخال المتغير(الذكاء) فى المستطيل الأبيض المسمى *"Category Axis"* و التأكد من اختيار معالجة التكرار " عدد الحالات *"N. Of Cases"*.



الخطوة السادسة: بعد الضغط على الزرار *Ok* نحصل على النتيجة و هو التمثيل البياني لهذه البيانات الكيفية كما بالشكل :



تدريب

قارن بين الطريقة اليدوية و طريقة *SPSS* في الحل السابق

التفسير التربوي للنتيجة : النتيجة تشير إلى أن المستوى العقلي " متوسط الذكاء" يحظى بأكبر تكرار (١٩) ، و أن المستوى العقلي" دون المتوسط" يحظى بأقل تكرار "٤" ، كما أن المستوى العقلي "ذكي جداً" تكراره (٥) ، و المستوى العقلي"ذكي" تكراره (١٢) ،و هنا قد تكون الرسالة التربوية موجهة لأكثر من طرف في المدرسة ، فالمعلم من جانب عليه أن يراعي عامل الذكاء في تعامله مع تلاميذه و أن يعي جيداً أن المستوى العقلي للطالب له دور كبير في تحصيله و بالتالي تكون متطلبات المعلم من كل تلميذ على حسب مستواه العقلي ، و من جانب آخر قد تكون الرسالة التربوية موجهة الى مدير المدرسة ، باهتمامه بالفئات العليا (الأذكياء جداً) لتنمية مواهبهم و قدراتهم ، و الفئات الدنيا " دون المتوسط " لمراقبة

ذكائهم باستمرار و محاولة تنميته بقدر ما حتى لا يقع هؤلاء التلاميذ فريسة للتسرب من المدرسة ، نتيجة انخفاض ذكائهم.

مثال(٤-٦): أراد معلم تطبيق اختبار في مادة الكيمياء ذى الدرجة الكلية ٣٠على مجموعة من التلاميذ عددهم ٢٩ فلم يستطع الحصول إلا على درجات ٢٥ تلميذ فقط ، أما باقى التلاميذ فلم يحصل على بياناتهم لأسباب مختلفة (قيم مفقودة) و الدرجات كالتالى :

٢١-٢٥-٢٠-٢٠-٢٢-٢٣-٢١-٢٦-٢٥-٢٣-٢٢-٢٨-٢٥-٢٧-٢٠-٢٣-٢٤-٢٤-٢١-٢٠-
٢٦-٢٣-٢٧-٢٣-٢٠

و المطلوب تمثيل البيانات السابقة بواسطة الخط البياني ، يدوياً و باستخدام *SPSS* ؟

الطريقة اليدوية :

الخطوة الأولى: يتم تحويل البيانات السابقة الى جدول تكرارى كالتالى:

البيان	التكرار
٢٠	٥
٢١	٣
٢٢	٢
٢٣	٥
٢٤	٢
٢٥	٣
٢٦	٢
٢٧	٢
٢٨	١
المجموع	٢٥

تدريب

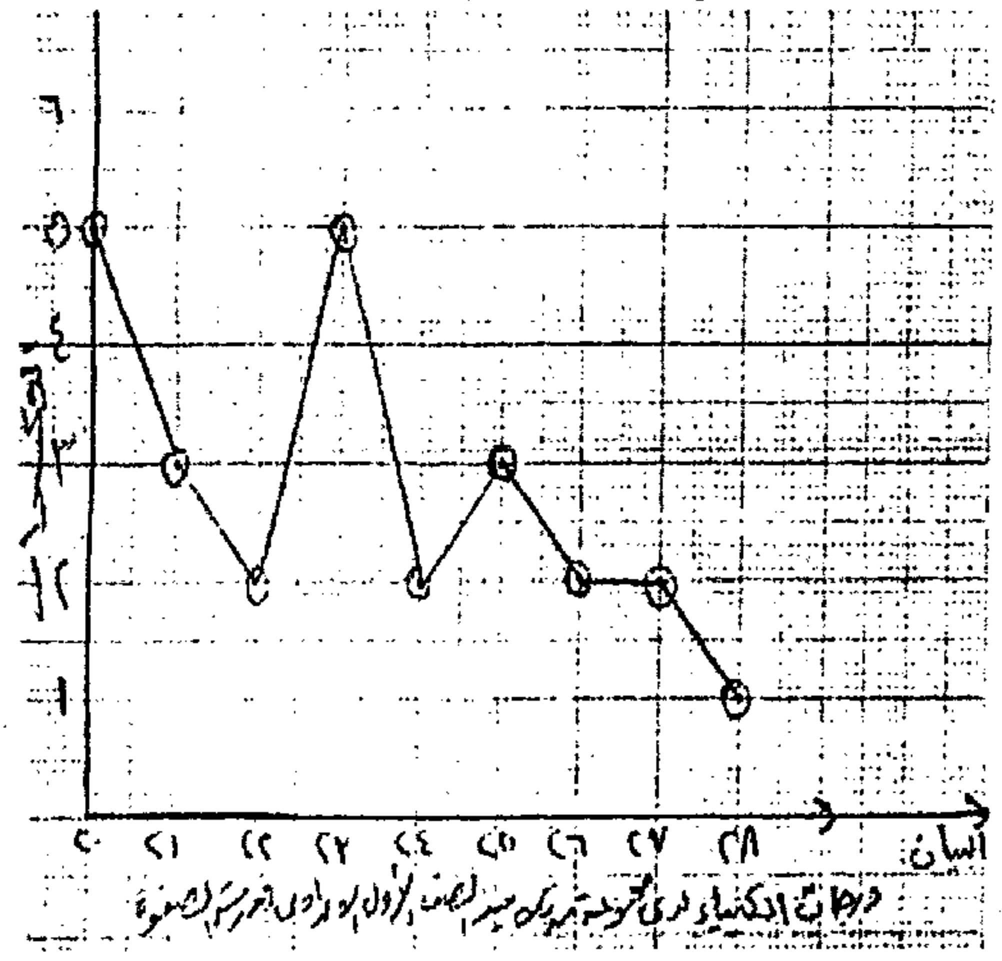
أثبت الجدول السابق

الخطوة الثانية : يتم رسم محورين أفقى و رأسى .

الخطوة الثالثة : يتم أخذ مقياس رسم مناسب لتمثيل تكرار البيانات على المحور الرأسى و حيث أن أكبر تكرار هو ٥ فيمكن تمثيل كل وحدة بـ "١" .

الخطوة الرابعة : يتم تمثيل كل بيان على المحور الأفقى بحيث نبدأ بأول بيان " ٢٠" على بداية المحور السينى و يرتفع بقدر تكراره ،ثم آخر بيان" ٢٨" على نهاية المحور السينى و يرتفع بقدر تكراره ، و باقى البيانات يتم تمثيلها بين هذين البيانين على أن تكون بينهم مسافات متساوية، و يتم توصيل النقاط .

و بناءً على الخطوات الأربع السابقة يمكن رسم الخط البيانى يدوياً كالتالى:



استخدام *SPSS* :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغير المطلوب معالجة بياناته :و ذلك بفتح شاشة *Variable View* و تحديد هذه الخصائص و الموضحة أيضاً بالشاشة :

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
الكيمياء	رقمى	٨	لايوجد	درجات تلاميذ أولى اعدادى فى الكيمياء بمدرسة الصفوة	لا يوجد	(٩٩٩، تغيب المفحوص)، (١٠٠٠، رفضه الإجابة)، (١٠٠١، تركه بعض بنود الاختبار)	٨	يمين	متدرج

4-6 - SPSS Data Editor

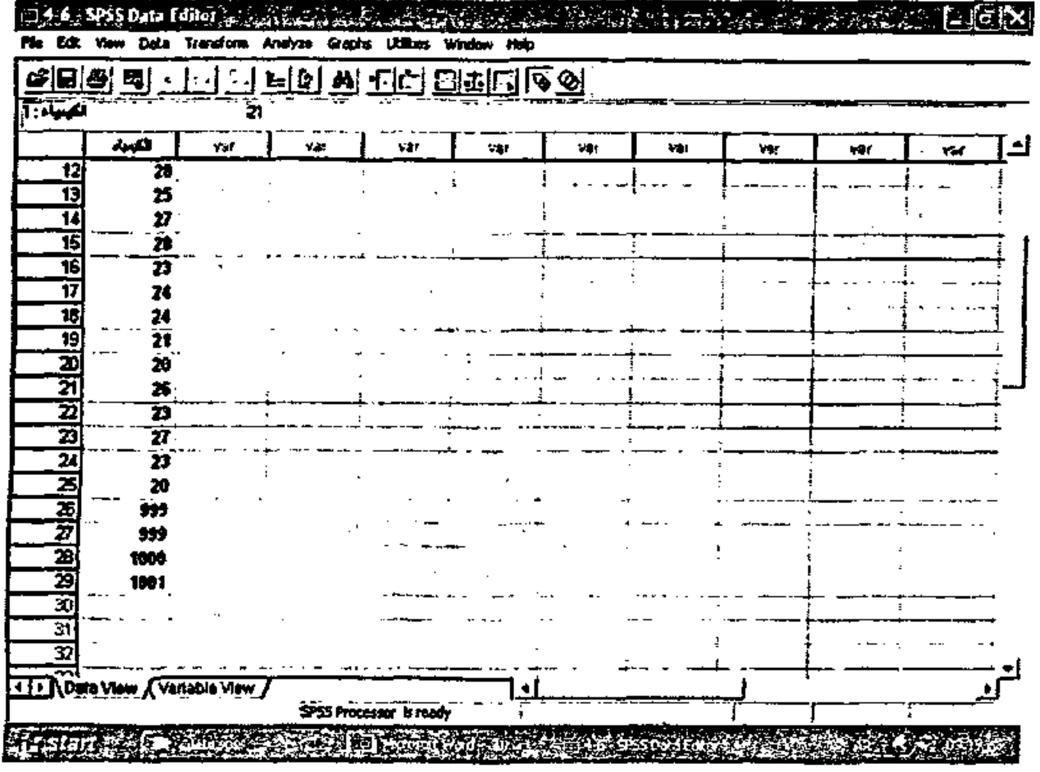
File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

	Name	Type	Widt	Deci	Label	Values	Missing	Column	Align	Measure
1	الكيمياء	Numeric	8	0	درجات تلاميذ أولى اعدادى فى الكيمياء بمدرسة الصفوة	None	999, 1000, ...	8	Right	Scale

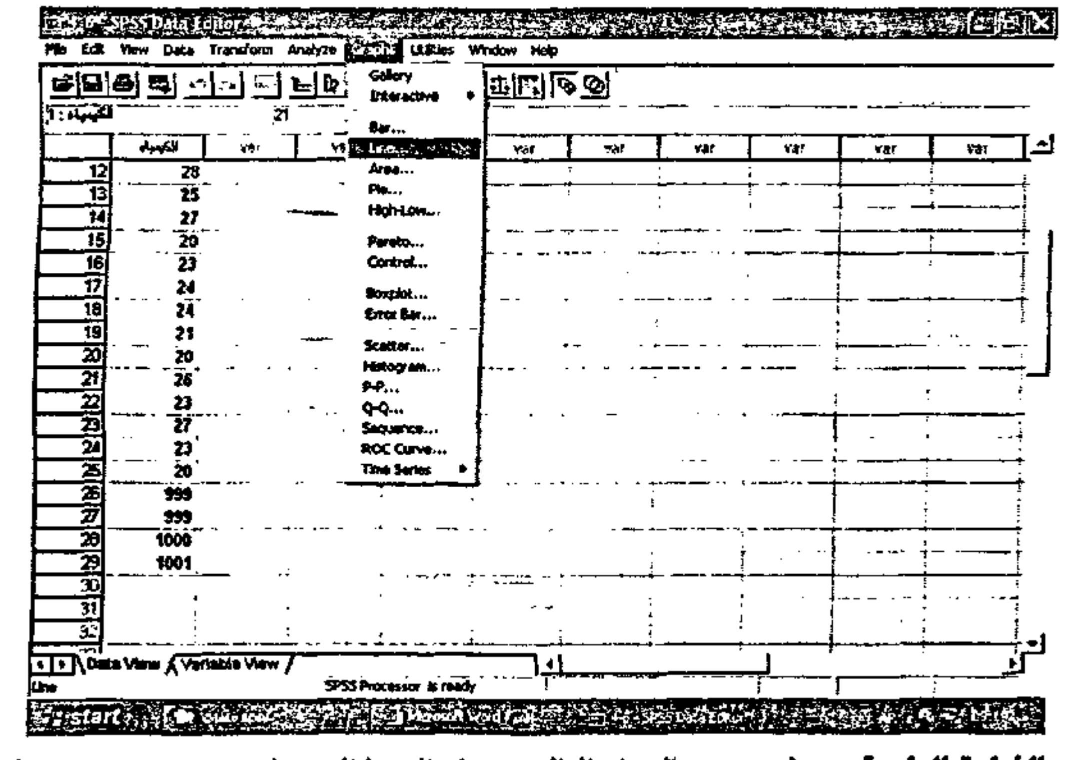
Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

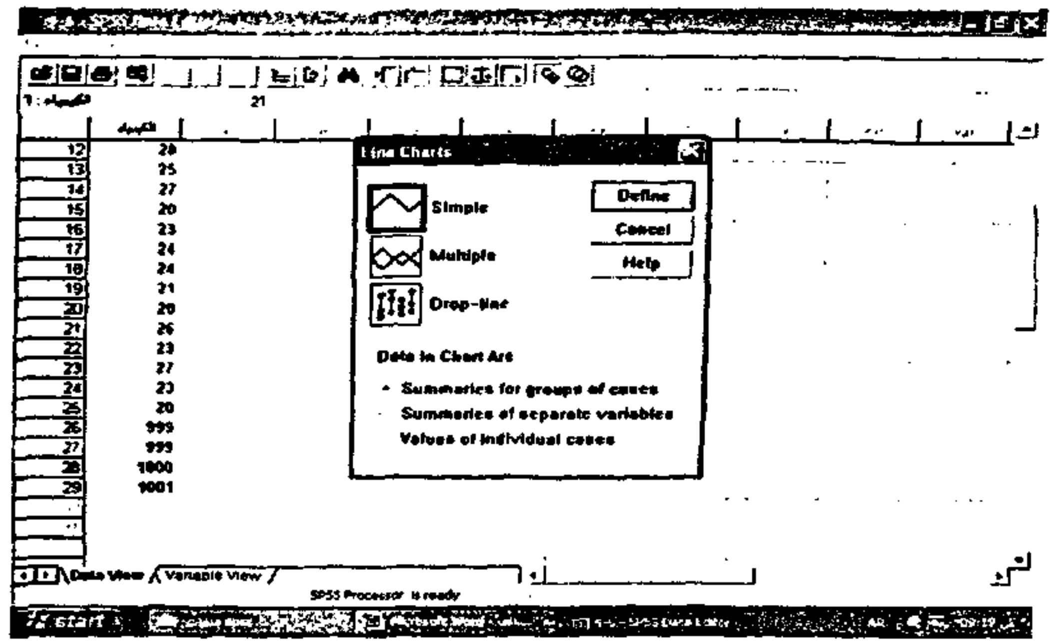
الخطوة الثانية : الانتقال إلى شاشة *Data View* ، ثم كتابة البيانات الإحصائية في العمود الخاص "الكيمياء" كما هو موضح بالشكل:



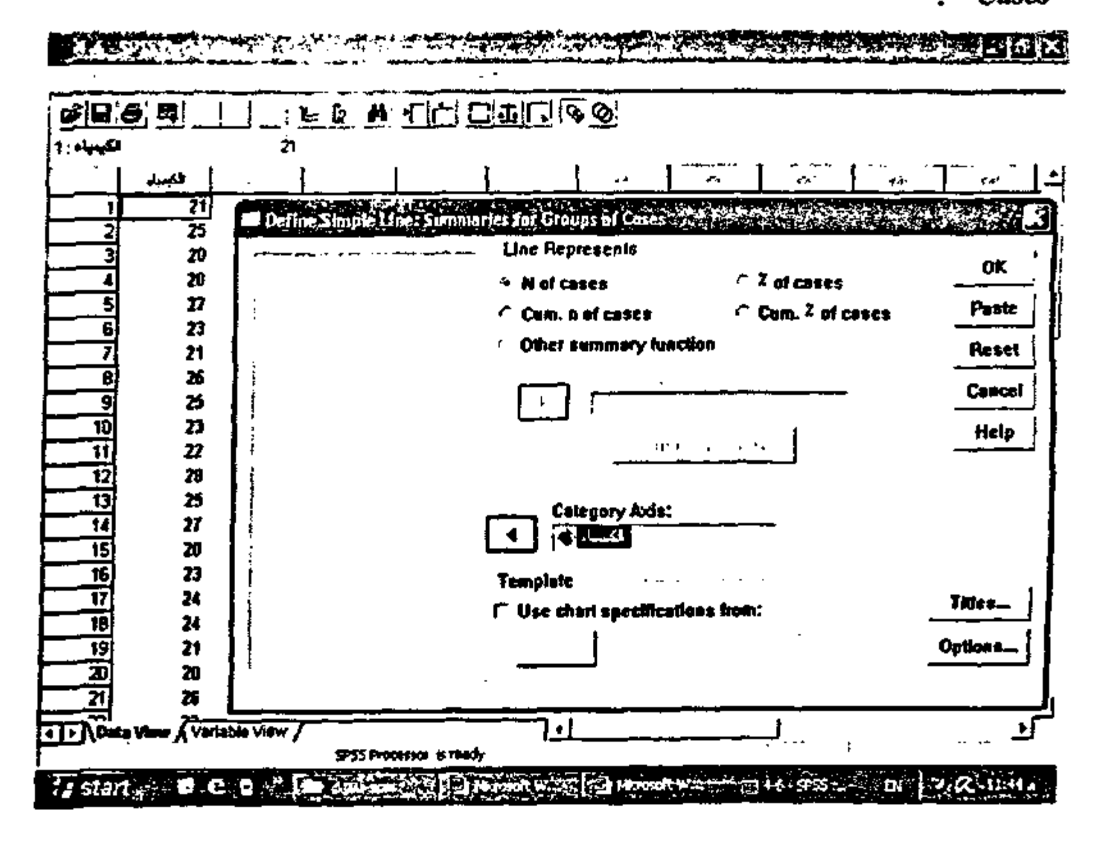
الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر نختار الأمر *Graphs* ثم الأمر الفرعى *...Line*



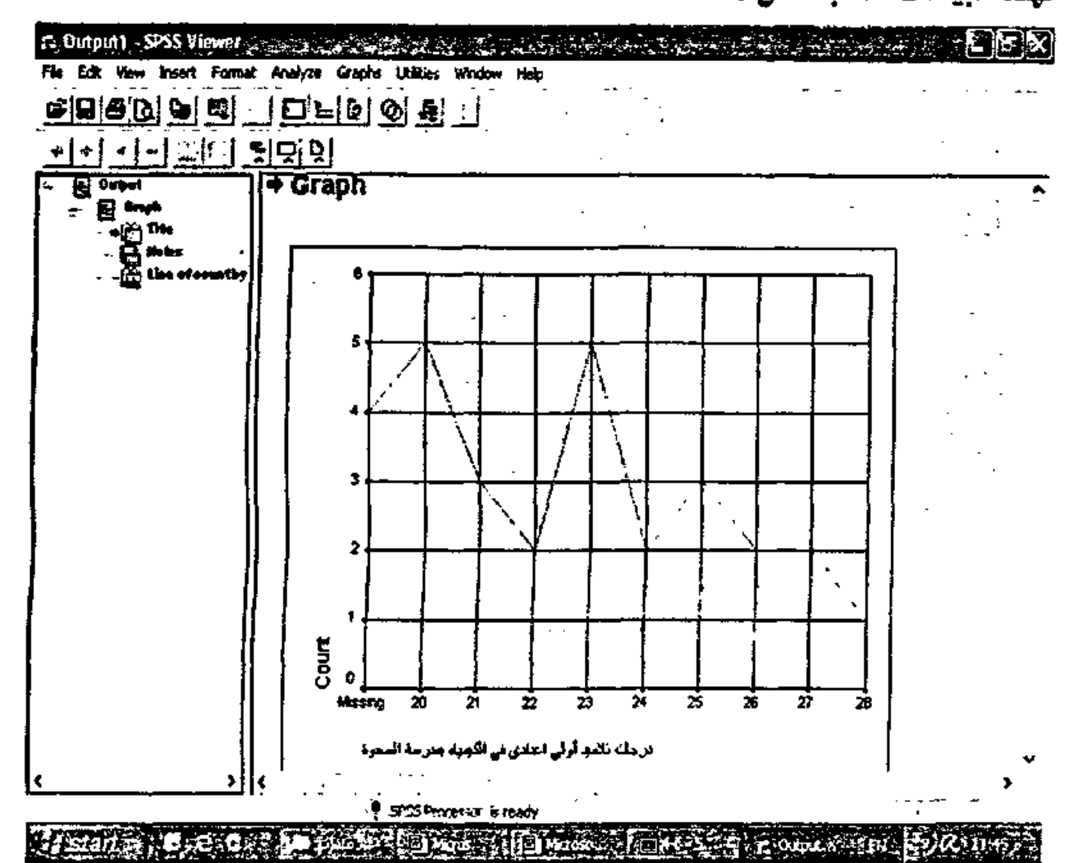
الخطوة الرابعة : سيظهر مربع الحوار التالى، نختار النمط البسيط *"Simple"* ، و نختار التحديد المبين بالشكل السابق .



الخطوة الخامسة : سيظهر مربع الحوار التالى: يتم إدخال المتغير فى المستطيل الأبيض المسمى *"Category Axis"* و التأكد من اختيار معالجة التكرار " عدد الحالات *N. Of Cases"* .



الخطوة السادسة : بعد الضغط على الذرار *Ok* نحصل على النتيجة و هـو التمثيـل البيـاني لهذه البيانات كما بالشكل :



مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *SPSS* : نلاحظ من الطريقة اليدوية و طريقة *SPSS* أنهما توصلا إلى نفس النتيجة الخاصة بالتمثيل البياني للبيانات الكمية ذات القيم المختلفـة قليلـة العدد ،و إضافة إلى دقة *SPSS* فإن طريقته أظهـرت أيضاً القـيم المفقـودة و هـي أربـع قـيم و تفسير تكرار القيم المفقودة يعتمد على البيانات الأولية التى تم جمعها .

تفسير القيم المفقودة :يلاحظ من الشكل البياني وجود أربع طلاب لم نتحصل على بياناتهم لأسباب مختلفة ، و الأسباب حددناها في سجلاتنا كالتالى:

- هناك حالتان بيانهما (٩٩٩) و مـن خصـائص المـتغير نجـد أن الـرقم (٩٩٩) يعنـى تغيـب المفحوص عن الامتحان.
- هناك حالة بيانها (١٠٠٠) و مـن خصـائص المـتغير نجـد أن الـرقم (١٠٠٠) يعنـى رفـض المفحوص الإجابة .

• هناك حالة بيانها (١٠٠١) و من خصائص المتغير نجد أن الرقم (١٠٠١) يعني ترك المفحوص لبعض أسئلة الاختبار دون إجابة ، و على الباحث أن يحلل هذه الأسباب و يراعيها سواء عند التطبيق المستقبلي أو عند إعداد الاختبار .

تدريب
فسر نتيجة الشكل البياني المتحصل عليها تربوياً

الشكل الدائرى *Pie*: هو عبارة عن دائرة مقسمة إلى شرائح رأس كل شريحة هو مركز الدائرة و حديها نصفى قطر للدائرة و المكمل للشريحة هو جزء من محيط الدائرة و كل شريحة تمثل بيان ، و إذا افترضنا أن الزاوية المحصورة بين نصفى قطر أى شريحة هو " ز" فانه معروف علمياً أن : $ز_1+ز_2+ز_3+.....ز_ن$ = ٣٦٠ درجة ، حيث "ن " عدد الشرائح فى الدائرة و بالتالى فعند تمثيل الشريحة للبيان يجب أن يكون نسبة إسهام الزاوية بين نصفى القطر المكونين للشريحة إلى المجموع الكلى للزوايا (٣٦٠ درجة) هى نفسها نسبة إسهام تكرار البيان فى التوزيع إلى العدد الكلى للتكرارات أى أن :

$$\frac{ز}{٣٦٠} = \frac{\text{تكرار البيان}}{\text{مجموع التكرارات}}$$ و بالتالى فان :

$$ز = ٣٦٠ \times \frac{\text{تكرار البيان}}{\text{مجموع التكرارات}} \quad .....(٤-١)$$

، فمثلاً إذا كان تكرار البيان ٤ و مجموع التكرارات ١٥ فان ز=٣٦٠ ×(٤/١٥) =٩٦ درجة ، و خطوات إعداد الشكل الدائرى يدوياً وباستخدام *SPSS* ، يمكن أن تظهر من خلال الأمثلة كالتالى:

مثال (٤-١١): أراد أحد الباحثين التربويين أن يتعرف على متغير النوع لدى ٢٠ معلماً بإحدى المدارس الابتدائية فحصل على البيانات التالية:

ذكر-أنثى-أنثى-أنثى-ذكر-أنثى-أنثى-أنثى-أنثى - ذكر - أنثى-أنثى - ذكر-ذكر-ذكر-أنثى-ذكر-ذكر-أنثى-أنثى

و المطلوب تمثيل هذه البيانات بيانياً بواسطة الشكل الدائرى يدوياً وباستخدام *SPSS* ؟

الطريقة اليدوية:

الخطوة الأولى : يتم تحويل البيانات السابقة إلى جدول تكرارى كالتالى:

البيان	التكرار
ذكر	٨
أنثى	١٢
المجموع	٢٠

الخطوة الثانية يتم رسم دائرة .

الخطوة الثالثة يتم تقسيم الدائرة بعدد من الشرائح يساوى عدد البيانات فى التوزيع بدون تكرار و حيث أنه يوجد بيانيين فى التوزيع ذكر و أنثى و من ثم يتم تقسيم الدائرة إلى شريحتين الشريحة الأولى تمثل البيان ذكر و الشريحة الثانية تمثل البيان أنثى بحيث يكون:

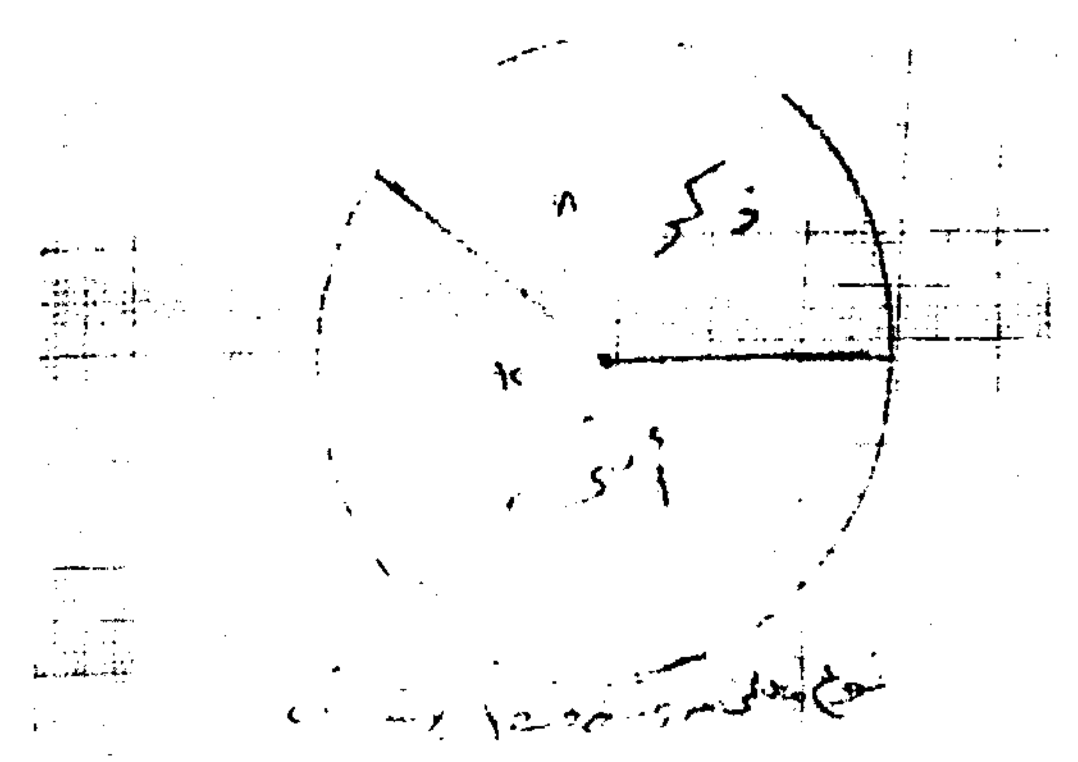
$$ز_{ذكر} = ٣٦٠ \times \frac{٨}{٢٠} = ١٤٤ \text{ درجة}$$

$$ز_{أنثى} = ٣٦٠ \times \frac{١٢}{٢٠} = ٢١٦ \text{ درجة}$$

ملاحظة

إذا كان التوزيع المراد تمثيله مكون من بيانين فقط فيكفى إيجاد إحدى الزاويتين و تكون الزاوية الأخرى هى ما تبقى من ٣٦٠ درجة ، و برسم إحدى الشريحتين ترسم الأخرى تلقائياً، و لقد تم إيجاد قيمة الزاوية الثانية على سبيل التوضيح .

و بالتالى تكون الزاوية المحصورة بين نصفى قطر الشريحة الأولى تساوى ١٤٤ درجة ، و الزاوية المحصورة بين نصفى قطر الشريحة الثانية تساوى ٢١٦ درجة و من ثم يمكن رسم الشكل البيانى كالتالى :



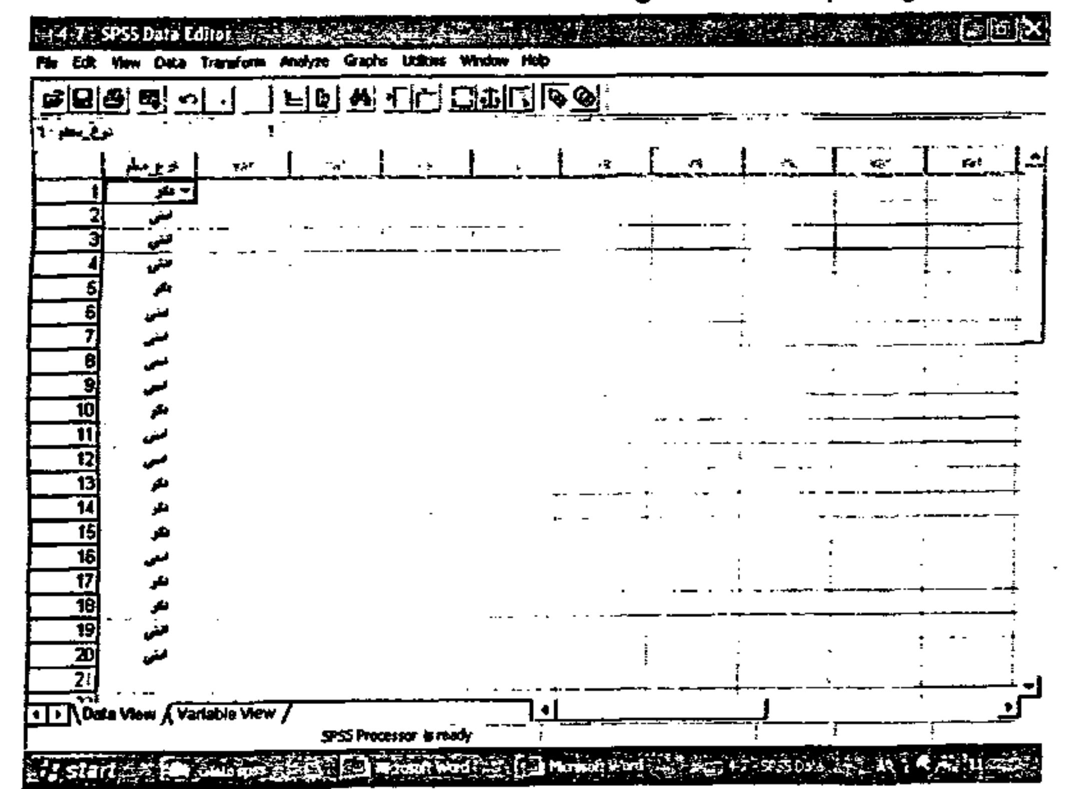
استخدام SPSS

الخطوة الأولى: فتح البرنامج *"SPSS"* ، ثم الانتقال إلى شاشة *Variable View* ، و تحديد خصائص المتغير المطلوب تمثيل بياناته بيانيا . و هو كما موضح بالجدول التالى و أيضاً على الشاشة:

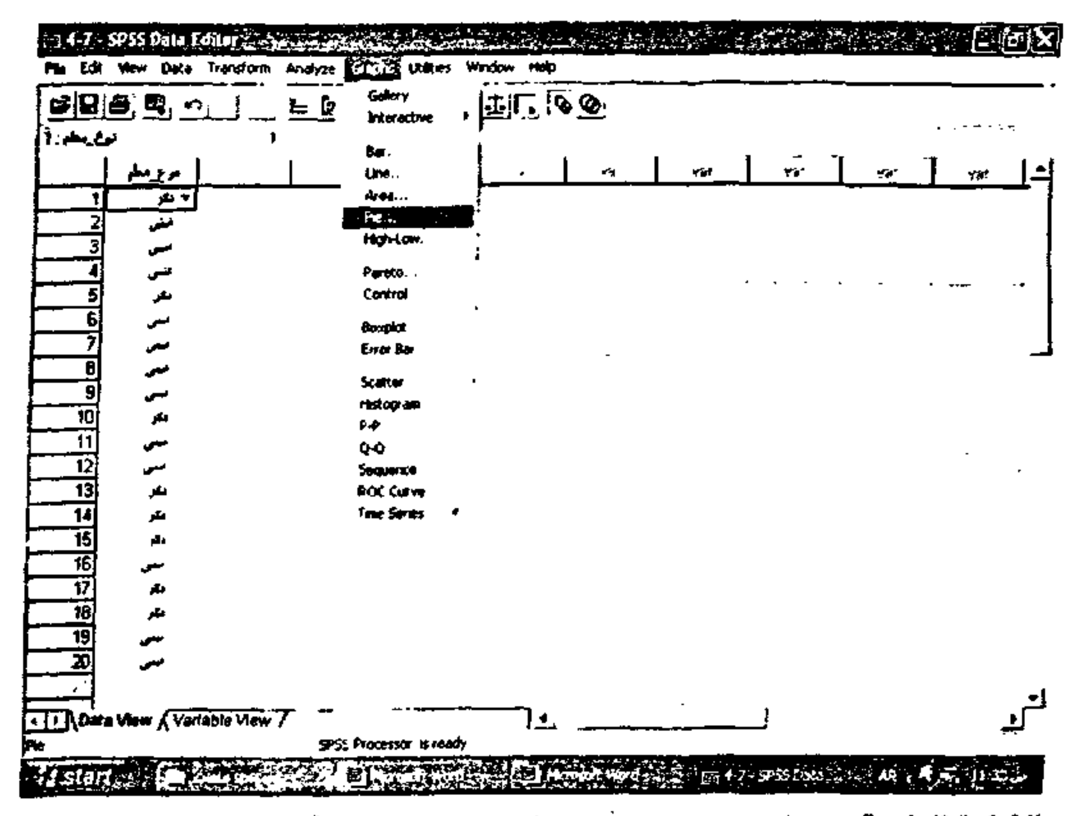
الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
نوع_معلم	نوعى	٨	لايوجد	متغير النوع (ذكر- أنثى) لدى معلمى مدرسة فيصل الابتدائية	(١، ذكر)، (٢، أنثى)	لا يوجد	٨	يمين	إسمى

	Name	Type	Width	Deci	Label	Values	Missing	Colum	Align	Measure
1	نوع_معلم	String	8	0	[illegible]	{1, ذكر}...	None	8	Right	Nominal

الخطوة الثانية : الانتقال إلى شاشة *Data View* ، وكتابة البيانات الإحصائية في العمود الخاص " نوع_معلم " كما هو موضح بالشكل:

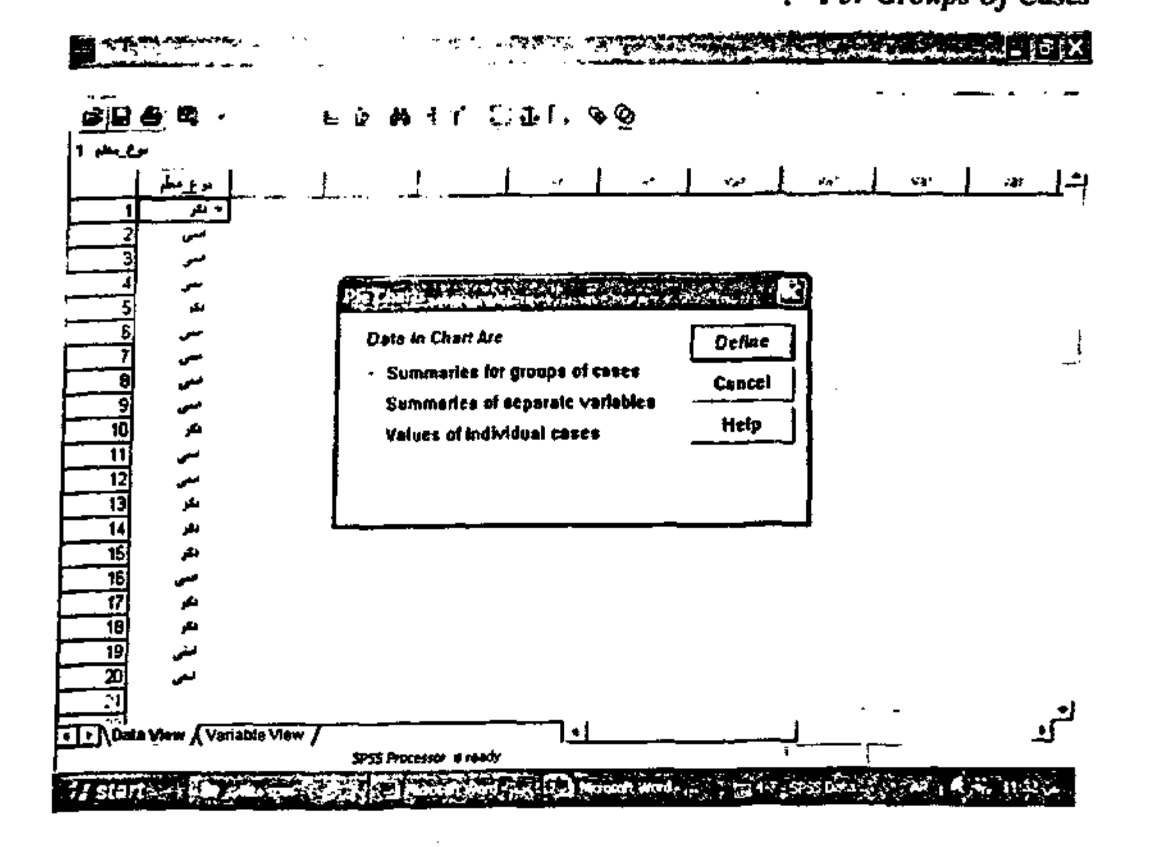


الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر نختار الأمر *Graphs* ثم الأمر الفرعي *Pie...* كما بالشكل :

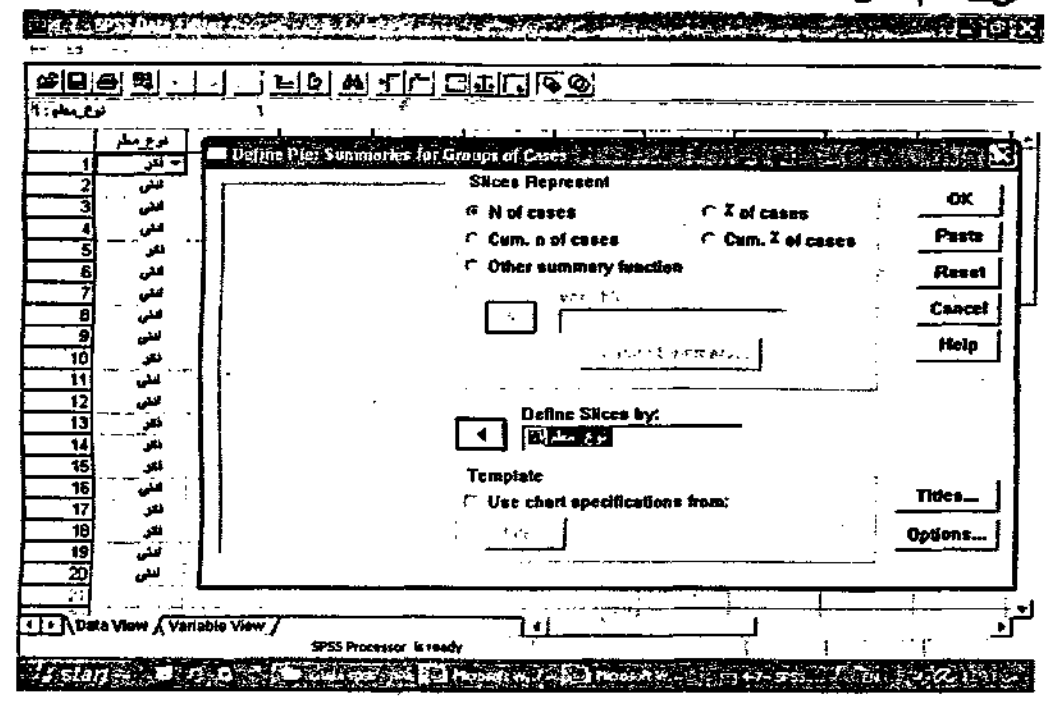


الخطوة الرابعة سيظهر مربع حوار كما بالشكل ، نتحقق من أنه تم اختيار " ***Summaries***

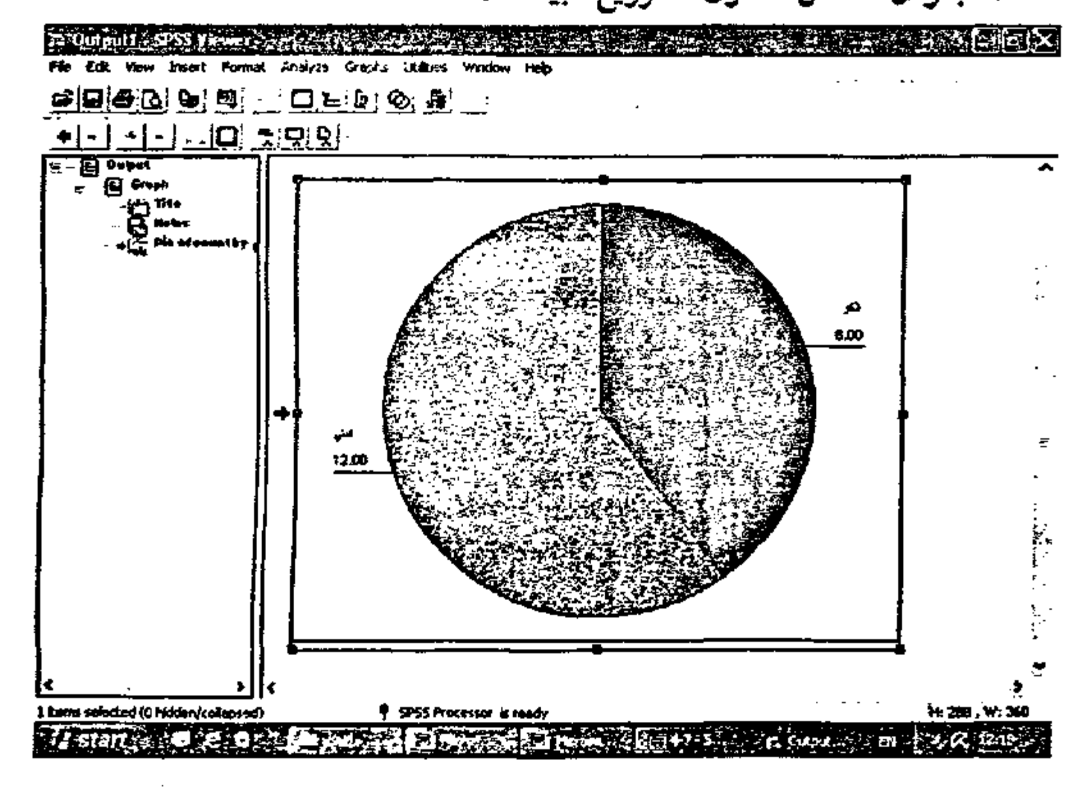
: "***For Groups Of Cases***



الخطوة الخامسة : نضغط على الذرار *"Define"* بالماوس لنحصل على مربع الحوار التالى، و الذى فيه نتحقق من أنه تم اختيار معالجة التكرار *"N Of Cases"* ، ثم يتم إدراج المتغير "نوع_معلم" فى المستطيل الأبيض *"Define Slices By"* كما بالشكل التالى :



الخطوة السادسة: بعد الضغط على الذرار *Ok* نحصل على النتيجة الموضحة بالشكل التالى و الخاصة بعرض "الشكل الدائرى " لتوزيع البيانات:



مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *SPSS* : يلاحظ من الطريقة اليدوية و طريقة *SPSS* أننا توصلنا إلى نفس النتائج ، مع التركيز على ما أوضحنا عليه مراراً من ان طريقة *SPSS* تعطى العديد من الخيارات و التى على الباحث أن يستفيد منها ، و أن كانت كل هذه الخيارات لا تغير من الحقيقة التى تعطيها المعلومات .

التفسير التربوى للنتيجة :نفس التفسير الموضح فى مثال (٤-١) ، لأنها نفس البيانات .

مثال(٤-٦): طبق باحث اختباراً فى الذكاء على مجموعة من تلاميذ الصف الأول الاعدادى قوامها ٤٠ تلميذاً و بعد تصنيف التلاميذ طبقا لدرجاتهم على الاختبار حصل على المستويات العقلية الآتية:

> ذكي-ذكي-متوسط الذكاء-متوسط الذكاء-ذكي جدا-ذكي-دون المتوسط-ذكي-ذكي-ذكي جدا-ذكي جدا-ذكي-ذكي جدا-ذكي-متوسط الذكاء- متوسط الذكاء- متوسط الذكاء- متوسط الذكاء- متوسط الذكاء- دون المتوسط-ذكي-متوسط الذكاء- متوسط الذكاء- متوسط الذكاء- متوسط الذكاء-ذكي- متوسط الذكاء-دون المتوسط-متوسط الذكاء-ذكي جدا- متوسط الذكاء- متوسط الذكاء-متوسط الذكاء-ذكي-ذكي-دون المتوسط-ذكي- متوسط الذكاء- متوسط الذكاء- متوسط الذكاء.

و المطلوب تمثيل هذه البيانات بواسطة الشكل الدائرى يدويا و باستخدام *SPSS* :

الطريقة اليدوية

الخطوة الأولى: يتم تحويل البيانات السابقة إلى جدول تكرارى كالتالى:

البيان	التكرار
دون المتوسط	٤
متوسط الذكاء	١٩
ذكي	١٢
ذكي جدا	٥
المجموع	٤٠

الخطوة الثانية : يتم رسم دائرة .

الخطوة الثالثة : يتم تقسيم الدائرة بعدد من الشرائح يساوى عدد البيانات في التوزيع بدون تكرار و حيث أنه يوجد أربعة بيانات في التوزيع (دون المتوسط –متوسط الذكاء– ذكى –ذكى جدا)، و من ثم يتم تقسيم الدائرة إلى أربعة شرائح تأخذ نفس مسمى البيانات بحيث تكون الزوايا المحصورة بين نصفى قطر كل شريحة منها هى على الترتيب:

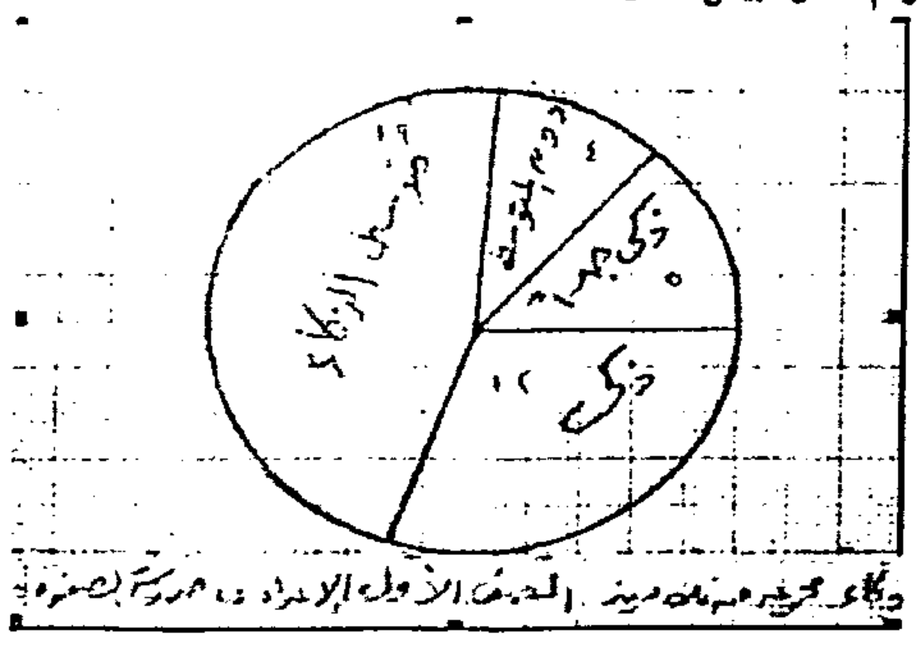
ز دون المتوسط = ٣٦٠ × (٤ / ٤٠) = ٣٦ درجة

ز متوسط الذكاء = ٣٦٠ × (١٩ / ٤٠) = ١٧١ درجة

ز ذكى = ٣٦٠ × (١٢ / ٤٠) = ١٠٨ درجة

ز ذكى جدا = ٣٦٠ × (٥ / ٤٠) = ٤٥ درجة

و بالتالى تكون الزاوية المحصورة بين نصفى قطر الشريحة الأولى"دون المتوسط" تساوى ٣٦ درجة ، و الزاوية المحصورة بين نصفى قطر الشريحة الثانية"متوسط الذكاء" تساوى ١٧١ درجة، و الزاوية المحصورة بين نصفى قطر الشريحة الثالثة "ذكى" تساوى ١٠٨ درجة ،و الزاوية المحصورة بين نصفى قطر الشريحة الرابعة" ذكى جدا" تساوى ٤٥ درجة و من ثم يمكن رسم الشكل البيانى كالتالى :



الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغير المطلوب معالجة بياناته :و ذلك بفتح شاشة *Variable View* و تحديد هذه الخصائص الموضحة أيضاً بالشاشة :

م	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
الذكاء	نوعي	٨	لايوجد	درجات الذكاء لدى تلاميذ الصف الأول الاعدادي بمدرسة الصفوة	(١،دون المتوسط)، (٢،متوسط الذكاء)، (٣،ذكي)، (٤،ذكي جدا)	لا يوجد	٨	يمين	رتبي

4-8 - SPSS Data Editor

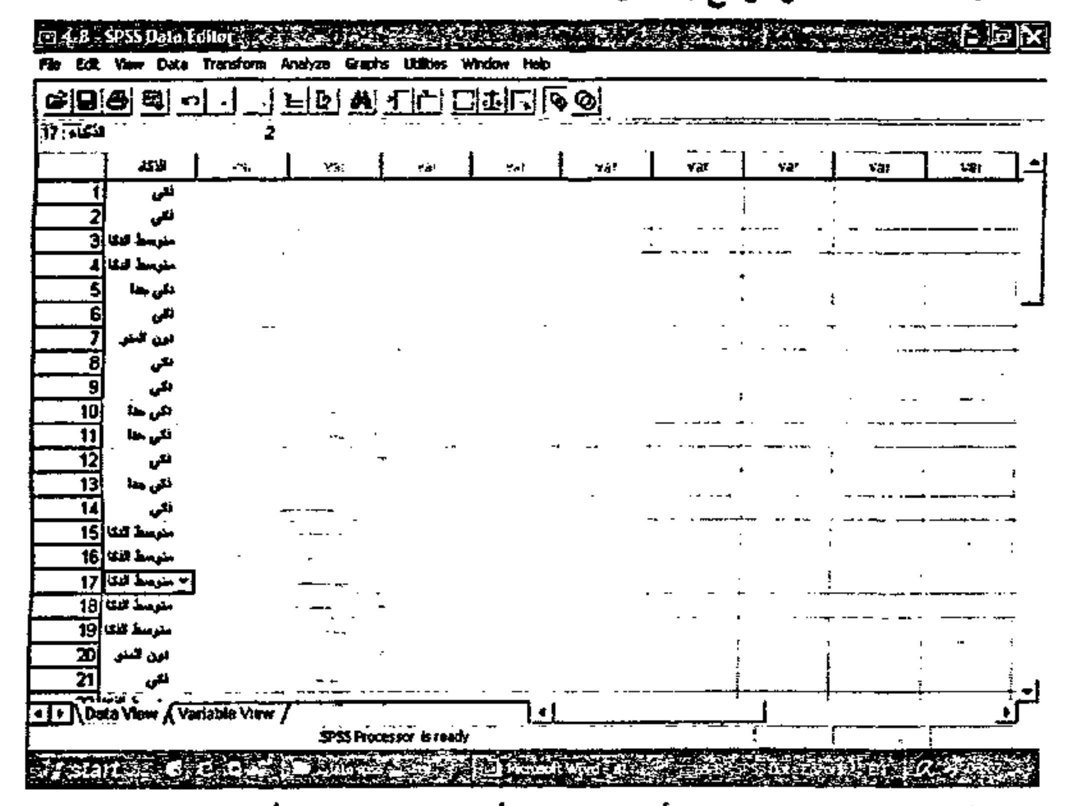
File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

	Name	Type	Width	Deci	Label	Values	Missing	Column	Align	Measure
1	الذكاء	String	8		درجات الذكاء لدى تلاميذ الصف الأول الاعد	{1, دون المتوسط}...	None	8	Right	Ordinal

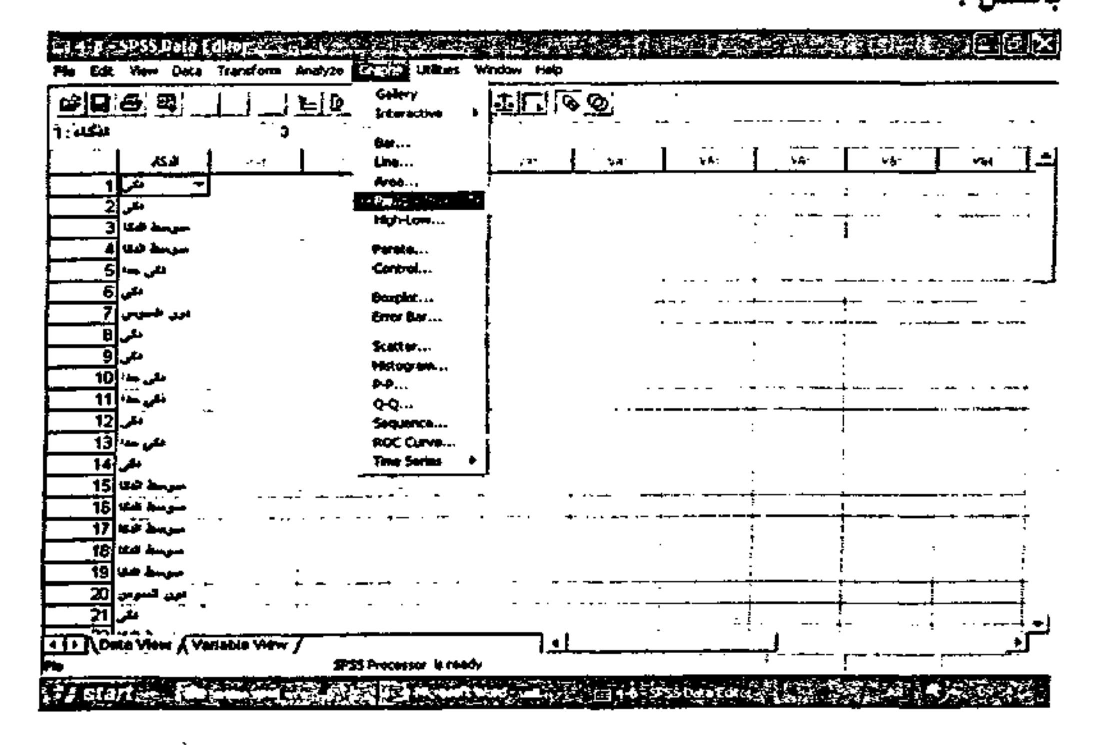
Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

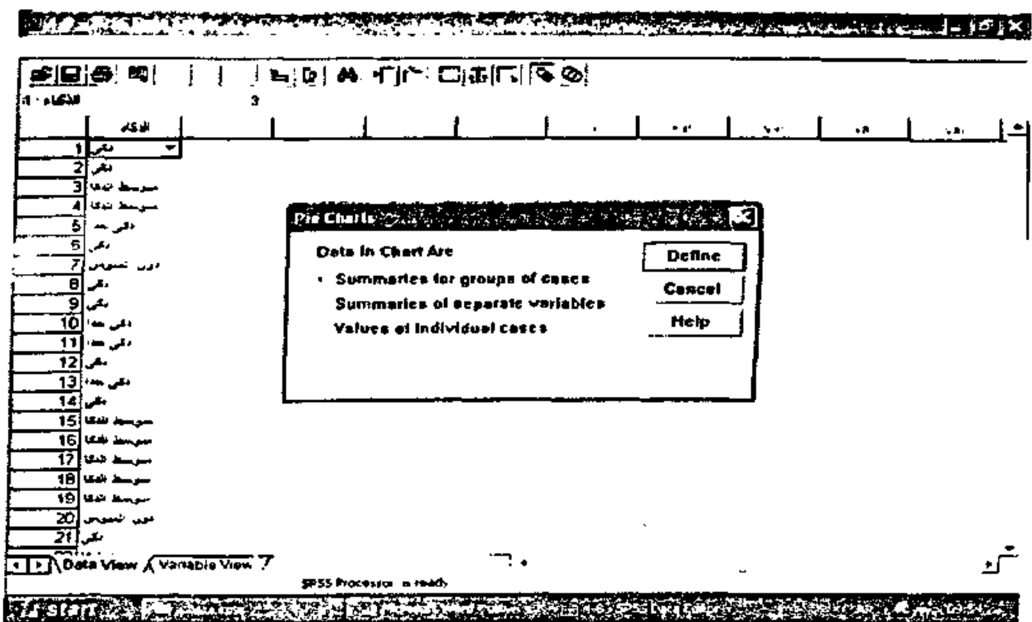
الخطوة الثانية : الانتقال إلى شاشة *Data View* ، ثم كتابة البيانات الإحصائية فى العمود الخاص "الذكاء" كما هو موضح بالشكل:



الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر نختار الأمر *Graphs* ثم الأمر الفرعي *...Pie* كما بالشكل :

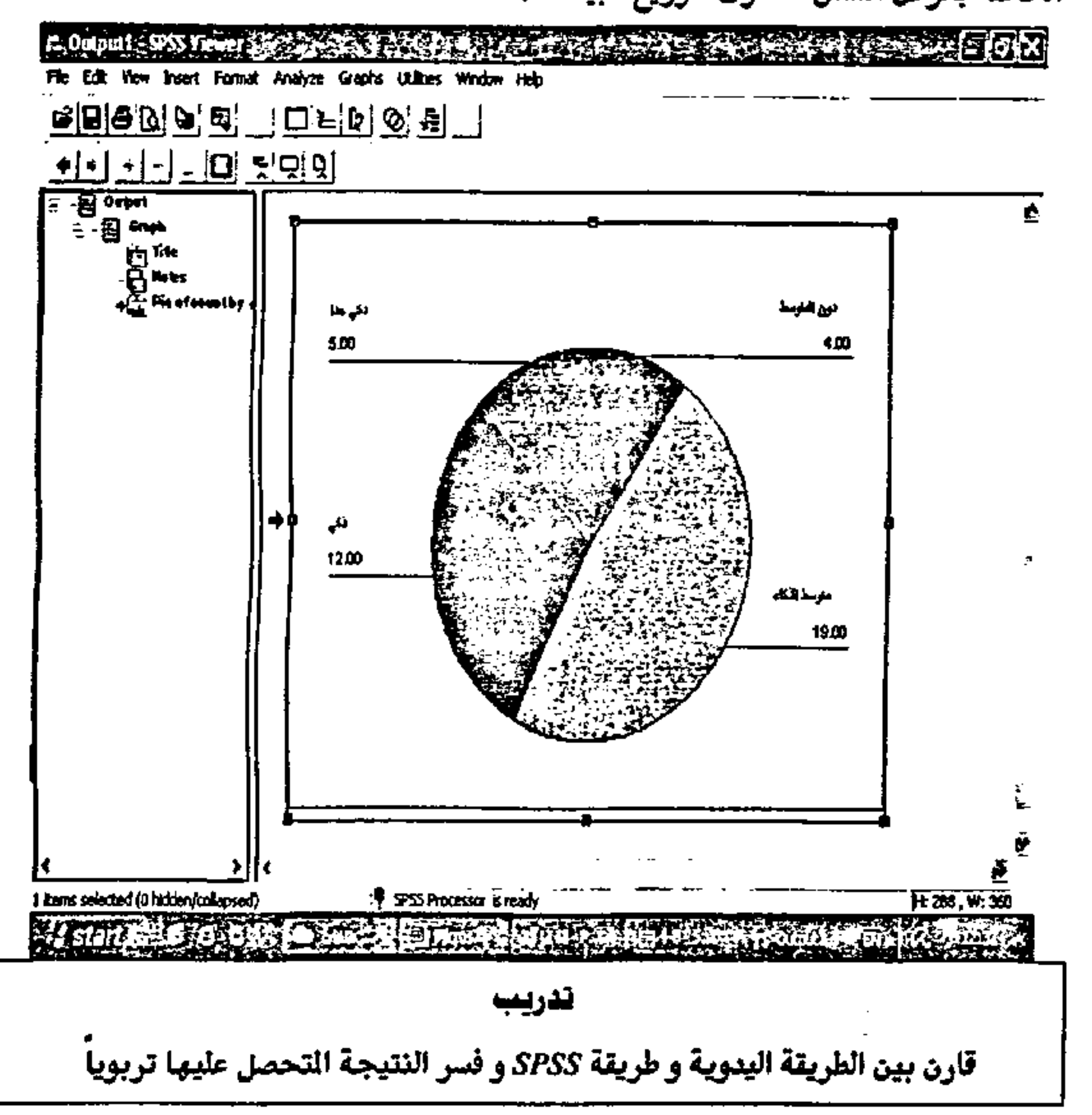


الخطوة الرابعة : سيظهر مربع حوار كما بالشكل ، نتحقق من أنه تم اختيار *"Summaries For Groups Of Cases"* :



الخطوة الخامسة: نضغط على الذرار *"Define"* بالماوس لنحصل على مربع الحوار التالى، نتحقق من أنه تم اختيار معالجة التكرار *"N Of Cases"* . ثم يتم إدراج المتغير الخاص بالبيانات الكيفية فى المستطيل الأبيض المسمى *"Define Slices By"*

الخطوة السادسة: بعد الضغط على الذرار *Ok* نحصل على النتيجة الموضحة بالشكل التـالى و الخاصة بعرض الشكل الدائرى لتوزيع البيانات:



تدريب

قارن بين الطريقة اليدوية و طريقة *SPSS* و فسر النتيجة التحصل عليها تربوياً

مثال(٤-٩): طبق معلم اختباراً فى مادة الحساب ذى الدرجة الكلية ٢٠ على تلاميذ فصله البالغ عددهم ٣٨ تلميذاً فحصل على الدرجات الآتية :

١٥-١٤-١٦-١٣-١٦-١٥-١٨-١٦-١٣-١٤-١٥-١٨-١٦-١٧-١٣-١٧-١٥-١٤-١٦-١٧-

١٣-١٦-١٤-١٥-١٢-١٥-١٦-١٦-١٣-١٤-١٤-١٢-١٦-١٢-١٧-١٥-١٦-١٧.

والمطلوب تمثيل البيانات السابقة بواسطة الشكل الدائرى يدوياً و باستخدام *SPSS* ؟

الطريقة اليدوية:

الخطوة الأولى : يتم تحويل البيانات السابقة إلى جدول تكرارى كالتالى:

البيان	التكرار
١٢	٣
١٣	٥
١٤	٦
١٥	٧
١٦	١٠
١٧	٥
١٨	٢
المجموع	٣٨

الخطوة الثانية : يتم رسم دائرة .

الخطوة الثالثة : يتم تقسيم الدائرة بعدد من الشرائح يساوى عدد البيانات فى التوزيع بدون تكرار و حيث أنه يوجد سبعة بيانات في التوزيع (١٢-١٣-١٤-١٥-١٦-١٧-١٨) ، و من ثم يتم تقسيم الدائرة إلى سبع شرائح تأخذ نفس مسمى البيانات(و هى فى هذه الحالة أرقام)، بحيث تكون الزوايا المحصورة بين نصفى قطر كل شريحة منها هى :

$$ز_{١٢} = ٣٦٠ \times \frac{٣}{٣٨} = ٢٨,٤٢ \text{ درجة}$$

$$ز_{١٣} = ٣٦٠ \times \frac{٥}{٣٨} = ٤٧,٣٧ \text{ درجة}$$

$$ز_{١٤} = ٣٦٠ \times \frac{٦}{٣٨} = ٥٦,٨٥ \text{ درجة}$$

$$ز_{١٥} = ٣٦٠ \times \frac{٧}{٣٨} = ٦٦,٣٢ \text{ درجة}$$

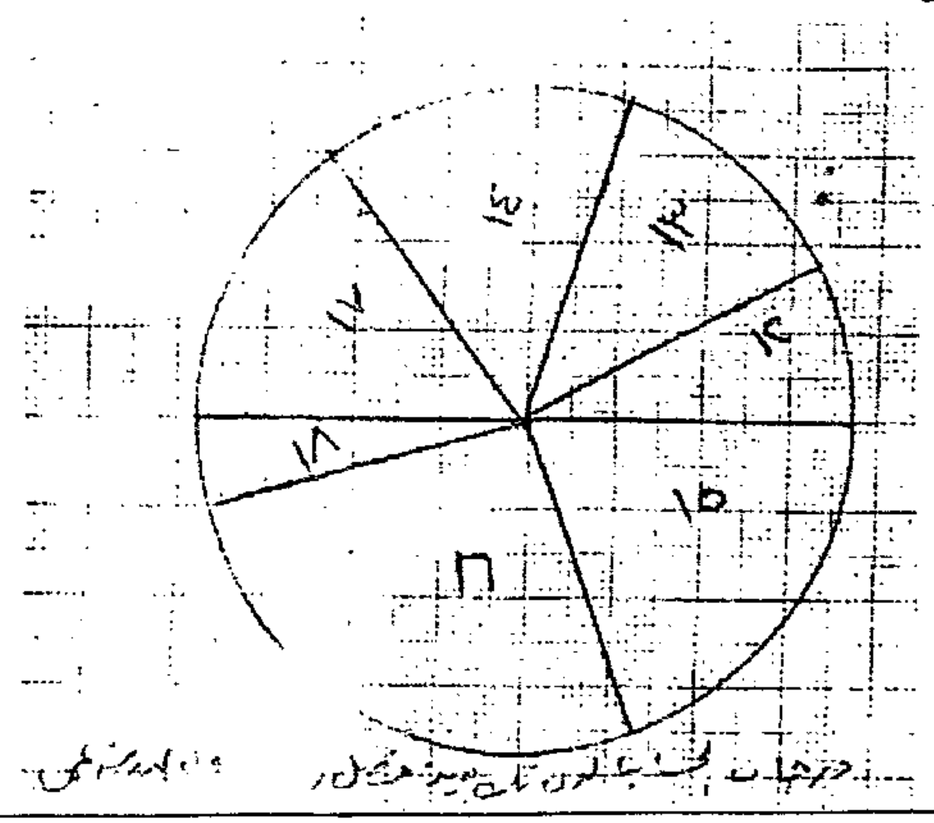
$$ز_{١٦} = ٣٦٠ \times \frac{١٠}{٣٨} = ٩٤,٧٤ \text{ درجة}$$

$$ز_{١٧} = ٣٦٠ \times \frac{٥}{٣٨} = ٤٧,٣٧ \text{ درجة}$$

$$ز_{١٨} = ٣٦٠ \times \frac{٢}{٣٨} = ١٨,٩٥ \text{ درجة}$$

و بالتالى تكون الزاوية المحصورة بين نصفى قطر الشريحة الأولى ذات البيان"١٢" تساوى ٢٨,٤٢ درجة ، و الزاوية المحصورة بين نصفى قطر الشريحة الثانية ذات البيان "١٣"

تساوى ٤٧,٣٧ درجة ، و الزاوية المحصورة بين نصفى قطر الشريحة الثالثة ذات البيان"١٤" تساوى ٥٦,٨٥ درجة ، و الزاوية المحصورة بين نصفى قطر الشريحة الرابعة ذات البيان"١٥" تساوى ٦٦,٣٢ درجة، و الزاوية المحصورة بين نصفى قطر الشريحة الخامسة ذات البيان"١٦" تساوى ٩٤,٧٤ درجة و الزاوية المحصورة بين نصفى قطر الشريحة السادسة ذات البيان"١٧" تساوى ٤٧,٣٧ درجة و الزاوية المحصورة بين نصفى قطر الشريحة السابعة ذات البيان"١٨" تساوى ١٨,٩٥ درجة و من ثم يمكن رسم الشكل البيانى كالتالى :



تدريب
فكر فى طريقة بحيث تضع بها تكرار كل بيان فى الشكل السابق بصورة لا تشتت القارئ

استخدام *SPSS* :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغير المطلوب معالجة بياناته :و ذلك بفتح شاشة *Variable View* و تحديد هذه الخصائص و الموضحة أيضاً بالشاشة :

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
الحساب	رقمي	٨	لايوجد	درجات ٣٨ تلميذ في الحساب في فصل ٤/١ بمدرسة عمر	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج

4-9 - SPSS Data Editor

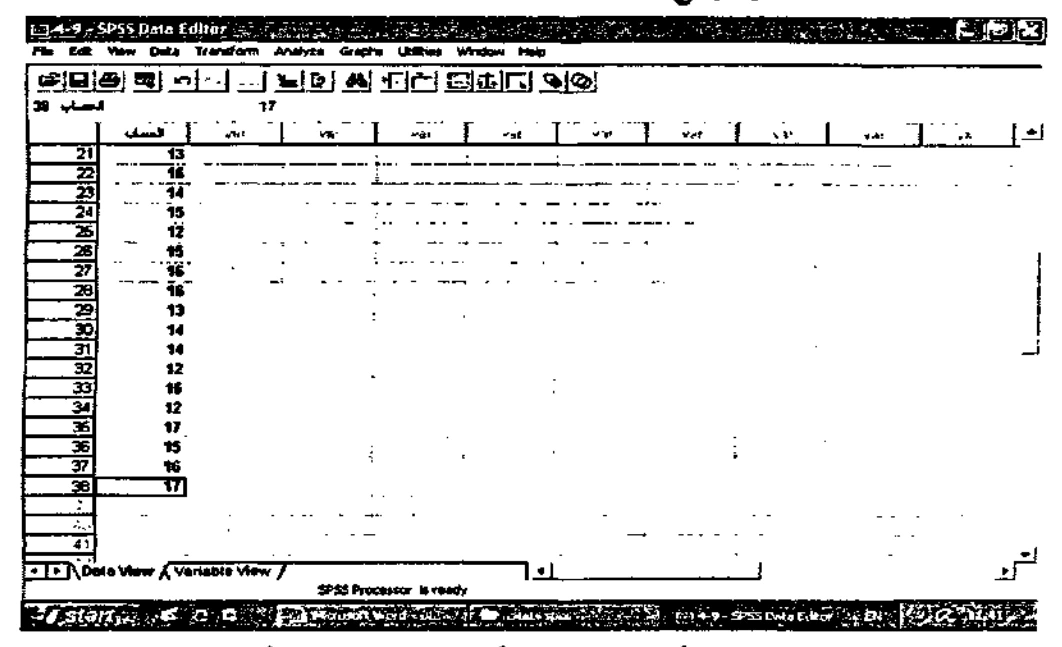
File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

	Name	Type	Width	Decim	Label	Values	Missing	Colum	Align	Measur
1	الحساب	Numeric	8	0	درجات ٣٨ تلميذ في الحساب في فصل ٤/١ بمد	None	None	8	Right	Scale

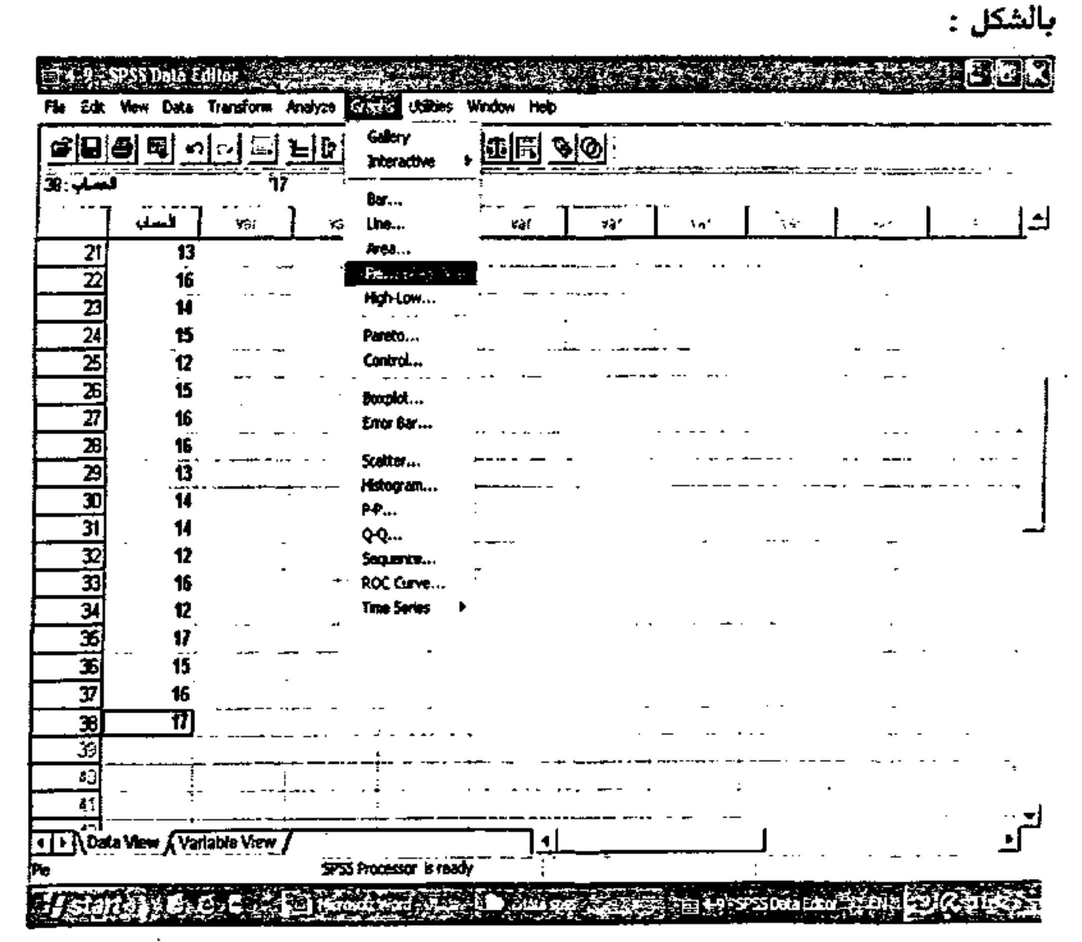
Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

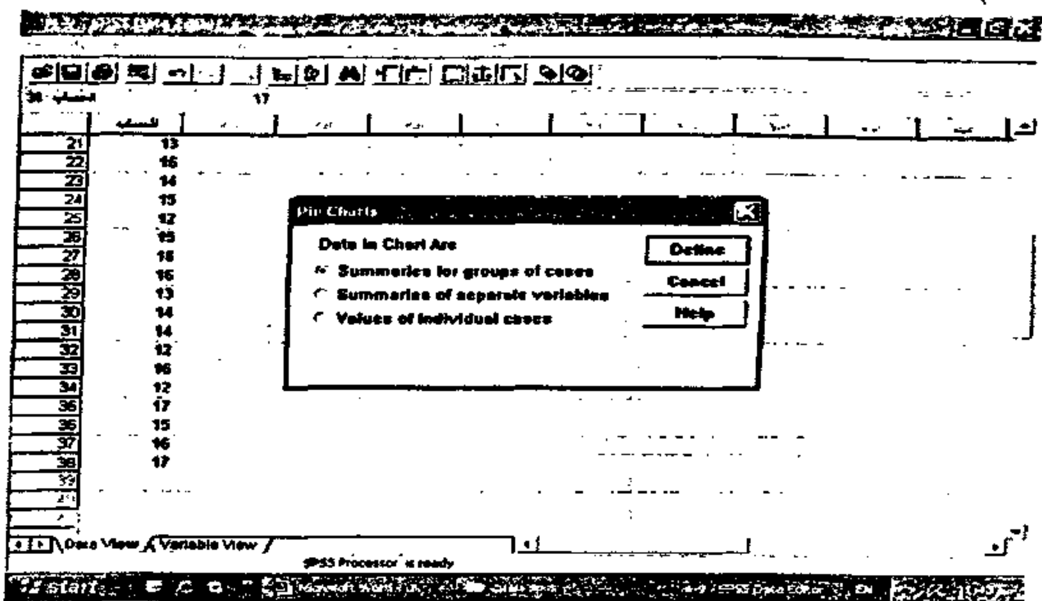
الخطوة الثانية : الانتقال إلى شاشة *Data View* ، ثم كتابة البيانات الإحصائية فى العمود الخاص "الحساب" كما هو موضح بالشكل:



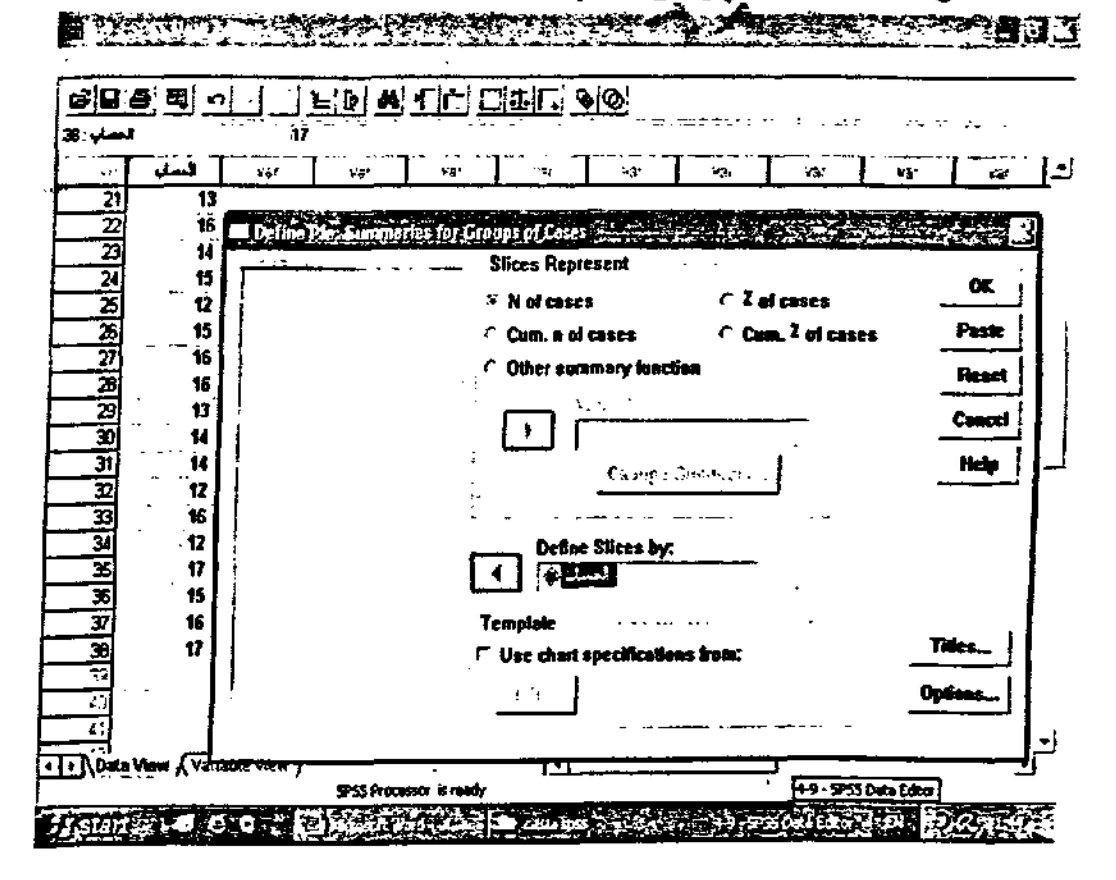
الخطوة الثالثة : مـن سـطر الأوامـر نختـار الأمـر *Graphs* ثـم الأمـر الفرعـى *Pie...* كمـا بالشكل :



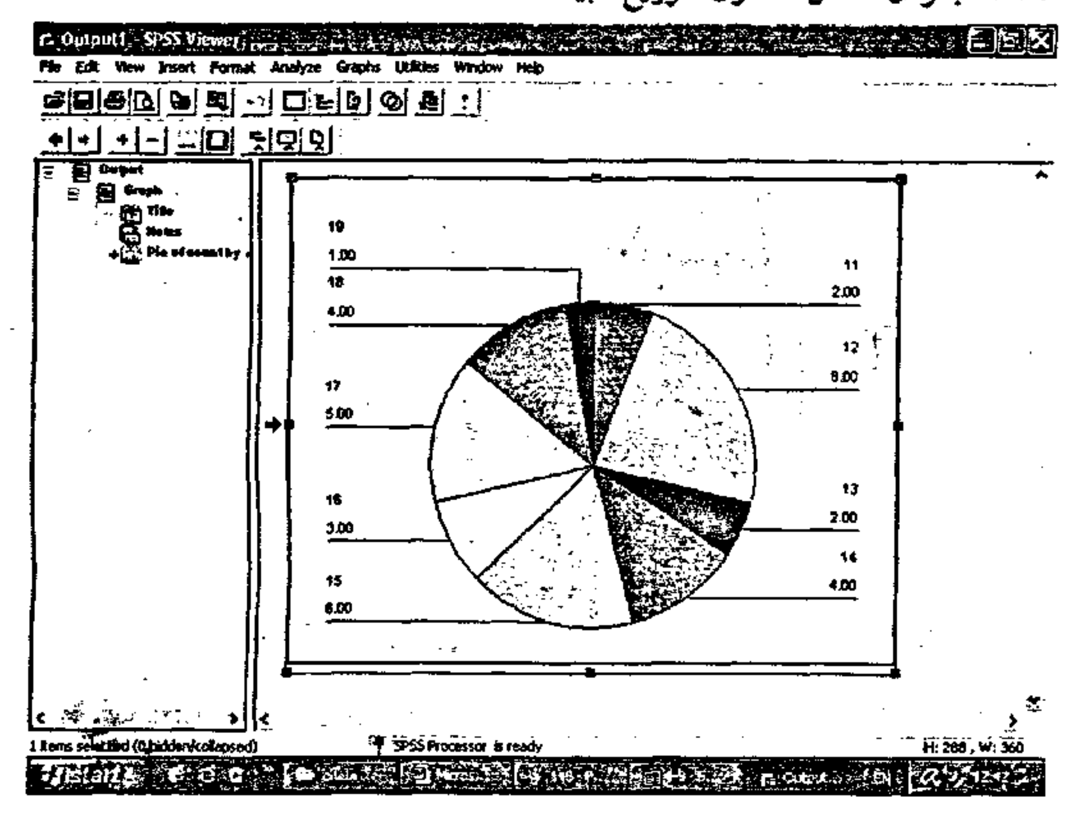
الخطوة الرابعة : سيظهر مربع حوار كما بالشكل ، نتحقق من أنه تم اختيار *"Summaries For Groups Of Cases"* .



الخطوة الخامسة : نضغط على الزرار *"Define"* بالماوس لنحصل على مربع الحوار التالى، نتحقق من أنه تم اختيار معالجة التكرار *"N Of Cases"* ، ثم يتم إدراج المتغير الخاص بالبيانات في المستطيل الأبيض المسمى *"Define Slices By"* :



الخطوة السادسة: بعد الضغط على الذرار *Ok* نحصل على النتيجة الموضحة بالشكل التالى و الخاصة بعرض الشكل الدائرى لتوزيع البيانات:



تدريب
قارن بين الطريقة اليدوية و طريقة *SPSS* و فسر النتيجة المتحصل عليها تربوياً

ثانياً : الأشكال البيانية التى تصلح لتمثيل البيانات الكمية ذات القيم المختلفة كثيرة العدد :

هناك أشكال بيانية تصلح لهذا النوع من البيانات و الذى تحدثنا عنه فى الفصول السابقة، منها المدرج التكرارى و الذى يعد أداة بيانية مهمة و حيوية لتلخيص و تنظيم و سرعة فهم البيانات كالتالى:

المدرج التكرارى : *Histogram* :

إن المدرج المنفصل *Bar* ، و الخط البيانى *Line Chart* ، و الشكل الدائرى *Pie* هذه الأشكال البيانية و التى تم عرضها سابقاً تصلح للبيانات الكيفية أو البيانات الكمية ذات القيم

المختلفة قليلة العدد نظراً لأن كل شكل من هذه الأشكال يتعامل مع كل بيان على حدة ، و البيانات الكيفية تتسم بقلة عدد بياناتها الصفاة من التكرار نظرة لطبيعة المتغير نفسه فمثلا متغير النوع يحتوى على بيانيين فقط (ذكر-أنثى) ،ومتغير المستوى العقلى يحتوى فى الغالب على أربعة أو خمسة بيانات بعد تصفيتها من التكرار هى (دون المتوسط -متوسط الذكاء-ذكى -ذكى جدا) و نفس الحال ينطبق على البيانات الكمية ذات القيم المختلفة قليلة العدد نظرا لقلة عدد بياناتها المصفاة من التكرار و التى لا تزيد على ٢٠ بيان ، مما يجعل من السهولة بمكان تمثيل هذه البيانات بواسطة الأشكال الثلاثة سالفة الذكر ، و لكن إذا كانت البيانات الكمية ذات قيم مختلفة كثيرة و هى البيانات التى يزيد قيمها المختلفة على ٢٠ و تتسم هذه البيانات بكثرة بياناتها المصفاة من التكرار مما يجعل من الصعوبة بمكان تمثيلها بواسطة الأشكال البيانية السابقة و التى تتعامل مع كل بيان على حدة فمثلاً المدرج المنفصل يتم رسم فيه مستطيل لكل بيان يظهر فى التوزيع و بالتالى فإذا كان التوزيع ٢٧ بيان بعد تصفيتهم من التكرار فانه يتم رسم ٢٧ مستطيل فى المدرج المنفصل و هذا شئ صعب إلى حد ما ، و لذلك يفضل فى هذه الحالة أن يتم تمثيلها بيانيا بنفس الأسلوب المتبع فى جدولتها و تنظيمها عن طريق جدول التوزيع التكرارى المبوب و الذى يتعامل مع فئات الدرجات و ليس الدرجات ،و هذا الأسلوب البيانى هو المدرج التكرارى و هو عبارة عن مجموعة من المستطيلات المتلاصقة و التى كل قاعدة منها تمثل طول فئة التوزيع(أطوال الفئات متساوية و بالتالى قواعد المستطيلات المتلاصقة ستكون متساوية)،و يتم تنصيف كل قاعدة بمنتصف الفئة الممثلة لهذه القاعدة (راجع الفصل الثالث)، و يتم رسم قاعدة كل مستطيل متطابقة على المحور الأفقى أما ارتفاع كل مستطيل فيمثل التكرار المقابل لهذه الفئة أو منتصفها، و يمكن إعداد المدرج المتصل يدوياً و باستخدام *SPSS* من خلال المثال التالى:

مثال(٤-١): قام باحث بتطبيق اختبار فى التوافق النفسي ذى الدرجة الكلية ١٠٠على مجموعة من المفحوصين عددهم ٣٤ فحصل على الدرجات الآتية:

٨٠-٧٢-٦٦-٩٢-٥٥-٧٦-٧٥-٨٨-٦٢-٧٤-٨٢-٦٤-٨١-٩٥-٧٩-٨٧-٥٤-٧٠-٧٩-٨٥-
٩٦-٥٨-٥٨-٦٤-٧٢-٨٠-٧٢-٥٥-٧٦-٨٠-٧٩-٧٠-٦٠-٦٥

و المطلوب تمثيل هذه البيانات بواسطة المدرج التكرارى ؟ يدوياً و باستخدام *SPSS* .

الطريقة اليدوية :

الخطوة الأولى: يتم تحويل البيانات السابقة إلى جدول تكرارى مبوب كالتالى:

الفئات	التكرار
٥٤—٥٨	٥
٥٩—٦٣	٢
٦٤—٦٨	٤
٦٩—٧٣	٥
٧٤—٧٨	٤
٧٩—٨٣	٨
٨٤—٨٨	٣
٨٩—٩٣	١
٩٤—٩٨	٢
المجموع	٣٤

الخطوة الثانية : إضافة عمود للجدول السابق يمثل منتصفات الفئات كالتالى:

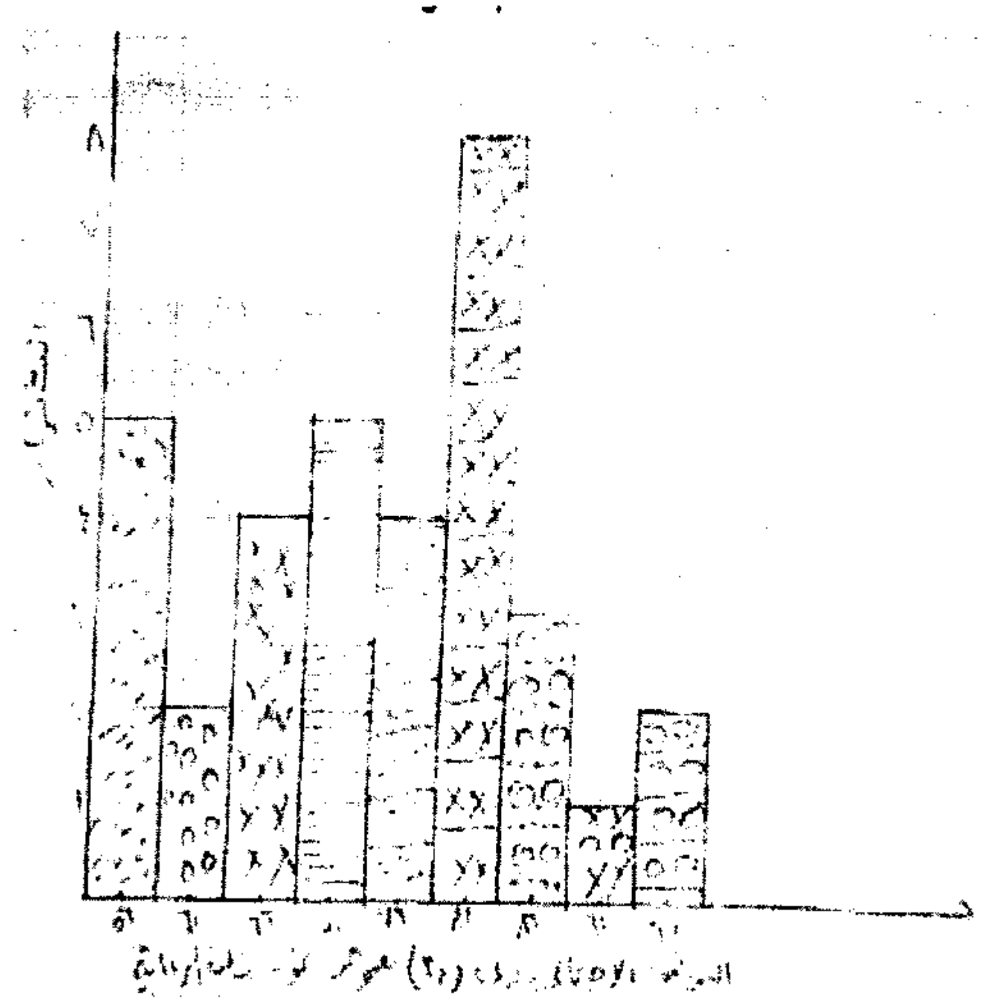
الفئات	التكرار	منتصفات الفئات
٥٤-٥٨	٥	٥٦
٥٩-٦٣	٢	٦١
٦٤-٦٨	٤	٦٦
٦٩-٧٣	٥	٧١
٧٤-٧٨	٤	٧٦
٧٩-٨٣	٨	٨١
٨٤-٨٨	٣	٨٦
٨٩-٩٣	١	٩١
٩٤-٩٨	٢	٩٦
المجموع	٥٠	

الخطوة الثالثة : يتم رسم محورين أفقي و رأسي .

الخطوة الرابعة : يتم أخذ مقياس رسم مناسب على المحور الرأسي لتمثيل التكرارات و حيث أن اكبر تكرار هو ٨ لذا يفضل أخذ مقياس رسم تكون فيه الوحدة بـ"١" .

الخطوة الخامسة: يتم رسم تسعة مستطيلات متلاصقة موازية للمحور الرأسي و قواعدها على المحور الافقي ،قاعدة كل مستطيل هى عبارة عن طول الفئة للتوزيع ،و يتم تنصيفها بمنتصفات الفئات ، و ارتفاع كل مستطيل هو التكرار المقابل .

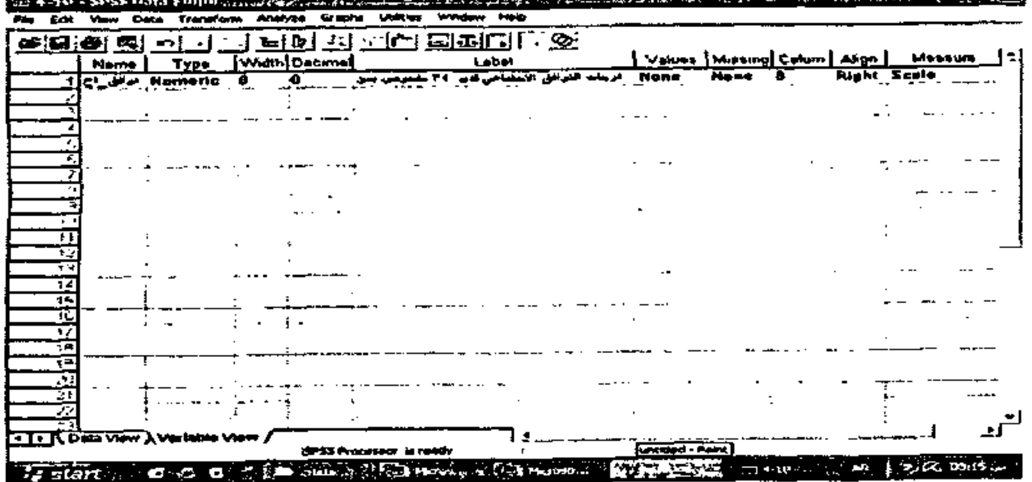
و بناءً عل الخطوات الخمس السابقة يمكن رسم المدرج التكرارى كالتالى:



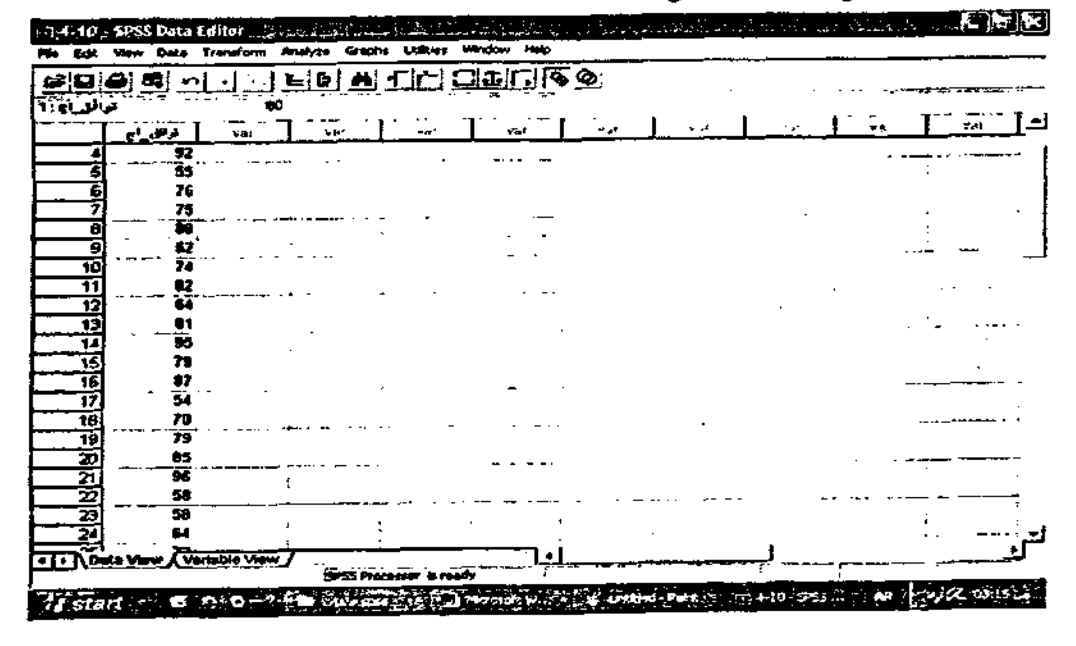
استخدام *SPSS* :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغير المطلوب معالجة بياناته :و ذلك بفتح شاشة *Variable View* و تحديد هذه الخصائص الموضحة أيضاً بالشاشة :

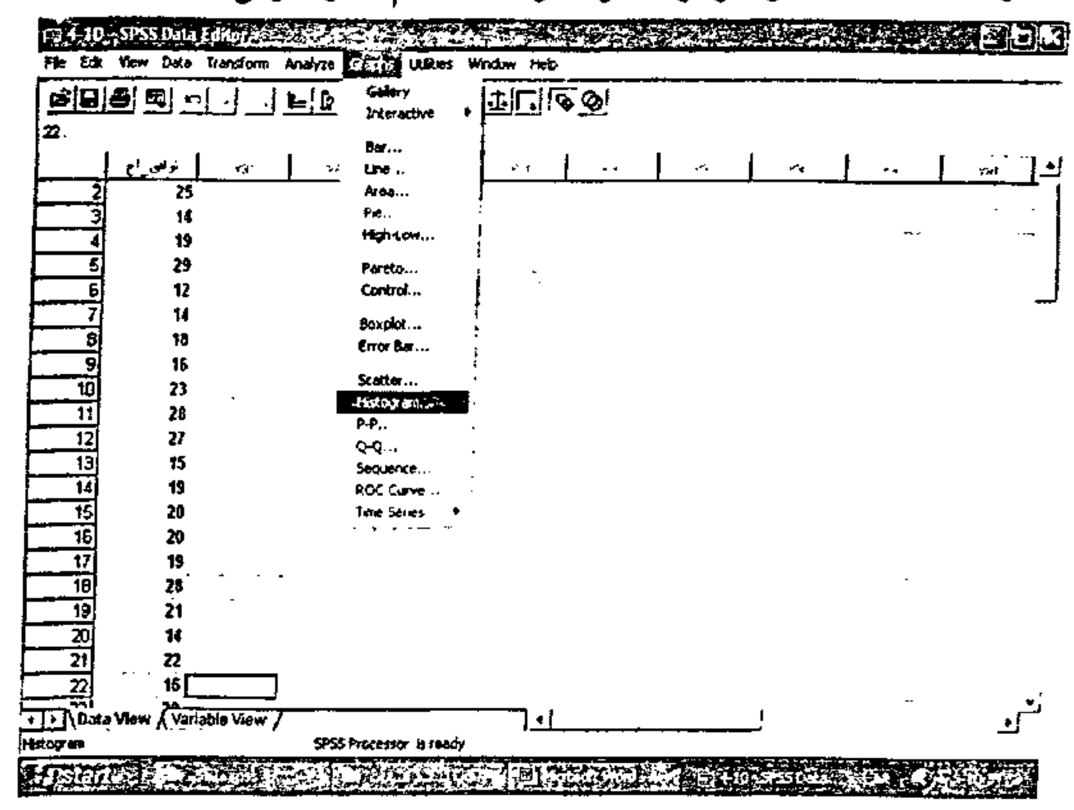
الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
توافق_اج	رقمى	٨	لا يوجد	درجات التوافق الاجتماعي لدى ٣٤ مفحوص بمؤسسات الرعاية	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج



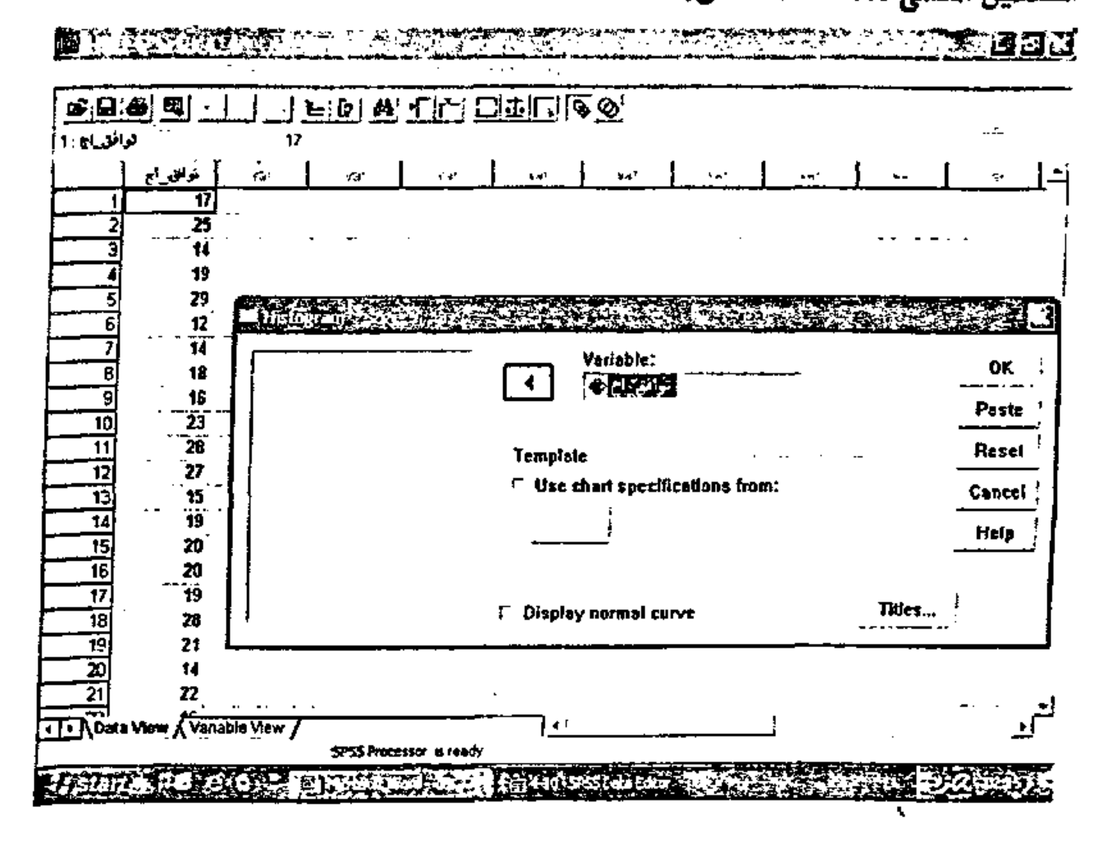
الخطوة الثانية : الانتقال إلى شاشة*Data View* ، ثم كتابة البيانات الإحصائية فى العمود الخاص "توافق_اج" كما هو موضح بالشكل:



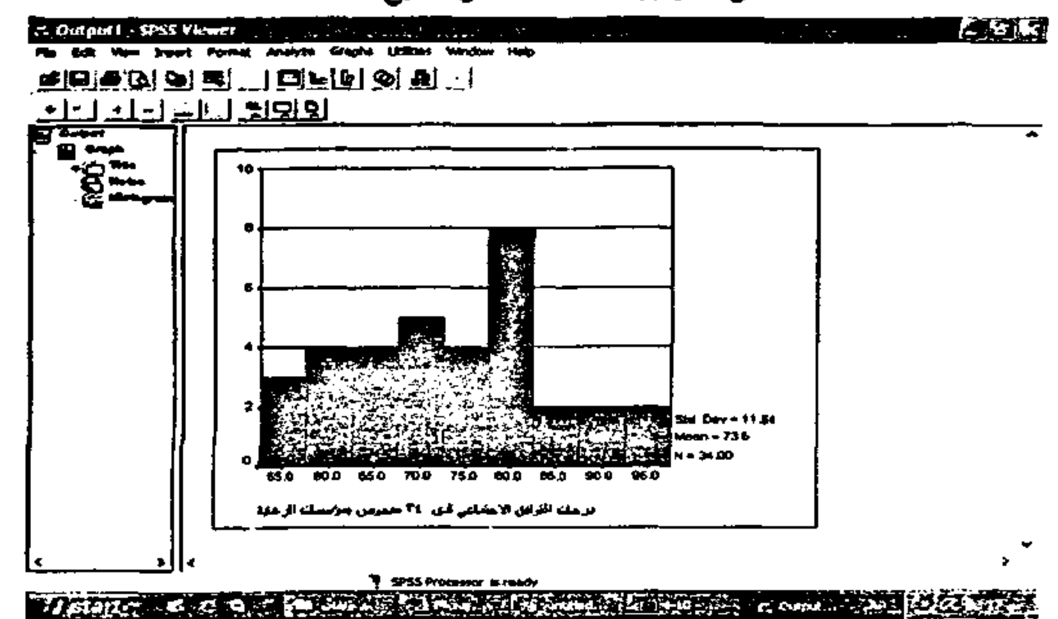
الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر نختار الأمر *Graphs* ثم الأمر الفرعى *Histogram...*



الخطوة الرابعة : سيظهر مربع حوار، يتم إدراج المتغير "توافق_اج" الخاص بالبيانات الى المستطيل المسمى *Variable* كالتالى:

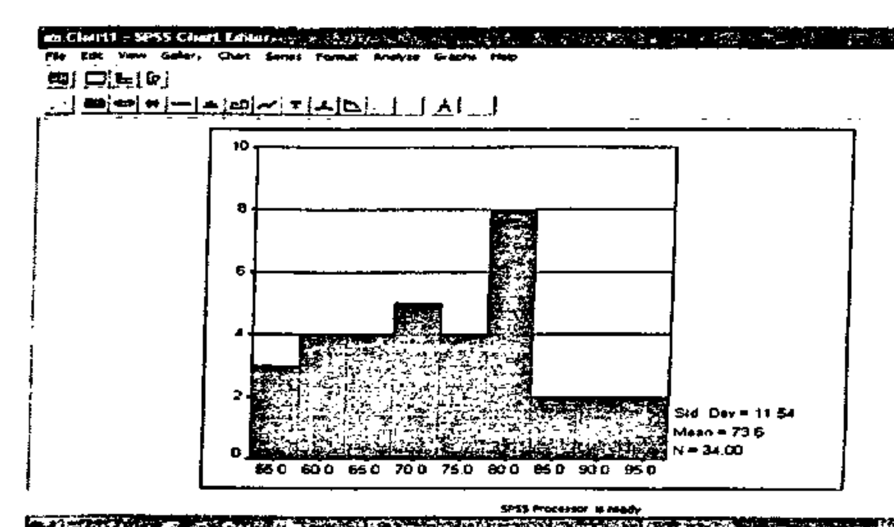


الخطوة الخامسة:نضغط على الزرار *Ok* لنحصل على المدرج المتصل كالتالى :



مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *SPSS* : يلاحظ وجود تشابه بين الطريقتين فى عدد المستطيلات فهى (٩) فى الطريقتين و لكن منتصفات الفئات الممثلة لقواعد المستطيلات اختلفت فى الطريقتين فمثلاً أو فئة فى الطريقة اليدوية كان منتصفها (٥٦) ، أما فى طريقة *spss* فكان منتصفها(٥٥)،وبالتالى اختلفت ارتفاعات المستطيلات(التكرارات القابلة للفئات) و السبب فى ذلك هو أن برنامج *spss* يختار له بداية افتراضية لأول فئة و نهاية افتراضية لآخر فئة ، و لكن فى الطريقة اليدوية نفترض أن بداية أول فئة هى الحد الأدنى الحقيقى للفئة و نهاية اخر فئة هى الحد الأعلى الحقيقى للفئة ، و يمكن القول فى ذلك أن أية بيانات يتم تحويلها الى فئات تتأثر بالعامل الذاتي حيث أننا فى الطريقة اليدوية صنفنا البيانات فى تسع فئات و كان من المكن تصنيفهم فى عدد فئات أكبر من ذلك أو أقل ، و ليس معنى ذلك أن الشكل غير صحيح و لكن نقصد القول أن أى شكل ينتج طالما اتبعنا الطرق السليمة فى الجدولة و الرسم البيانى سيعطينا نفس الحقيقة ، مع التأكيد كما سبق و أوضحنا على دقة طريقة *SPSS* ، و على خياراتها العديدة التى تقدمها يكفى أننا بإمكاننا الوصول إلى نفس الشكل الذى توصلنا اليه يدوياً من طريقة *SPSS* (و بنفس منتصفات الفئات)، و **يمكن تنفيذ ذلك كالتالى**:

١- الضغط المزدوج على الشكل البيانى المتوصل اليه فى الشاشة السابقة لفتح نافذة تحرير الأشكال البيانية *Chart Editor* كالتالى:



٢- الشكل الموضح في الشاشة السابقة عبارة عن أربعة أجزاء كالتالى:

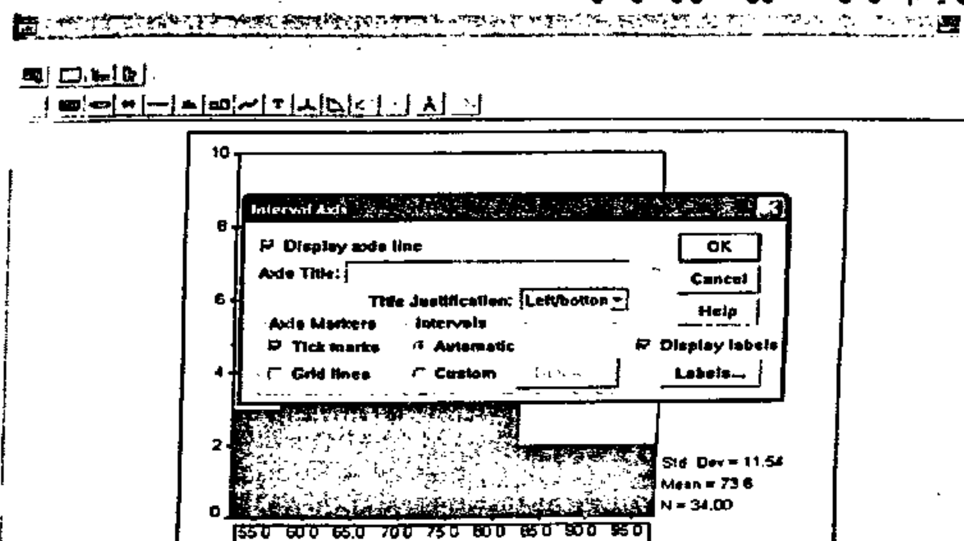
◦ الجزء الأول : للمحور الرأسي و الخاص بالتكرار و بالضغط المزدوج عليه يعرض صندوق حوار خاص بتحرير خيارات للمحور الرأسي تسمى *Scale Axis* .

◦ الجزء الثاني : للمحور الأفقي و الخاص بالفئات(أو منتصفاتها) و بالضغط المزدوج علي أى فئة (أو منتصف فئة) يعرض صندوق حوار لتحرير خيارات للمحور الأفقي الخاص بالفئات تسمى *Interval Axis* .

◦ الجزء الثالث : للمستطيلات نفسها و بالضغط المزدوج على أى مستطيل يعرض صندوق حوار خاص بتحرير خيارات للمستطيلات تسمى *Histogram Displayed Data* .

◦ الجزء الرابع : و هو الجزء الفارغ في الشاشة ، فبالضغط المزدوج على أى جزء فارغ يعرض ما يسمى بخيارات المدرج التكرارى *Histogram Options* .

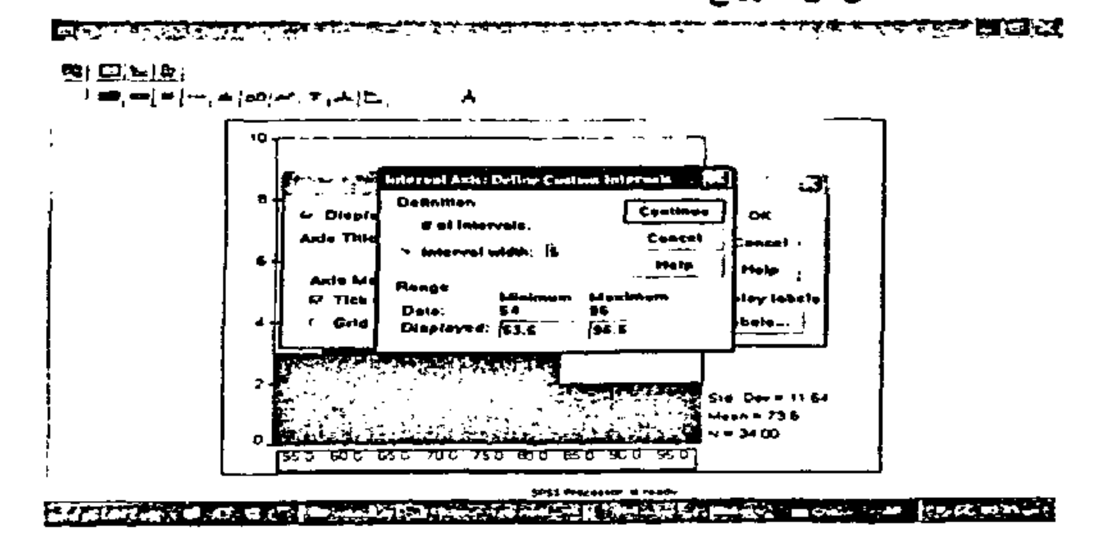
و إذا طبقنا خيارات الجزء الثاني الخاص بالفئات ، و بالضغط المزدوج على فئات المحور الأفقي يتم عرض صندوق الحوار الموضح :



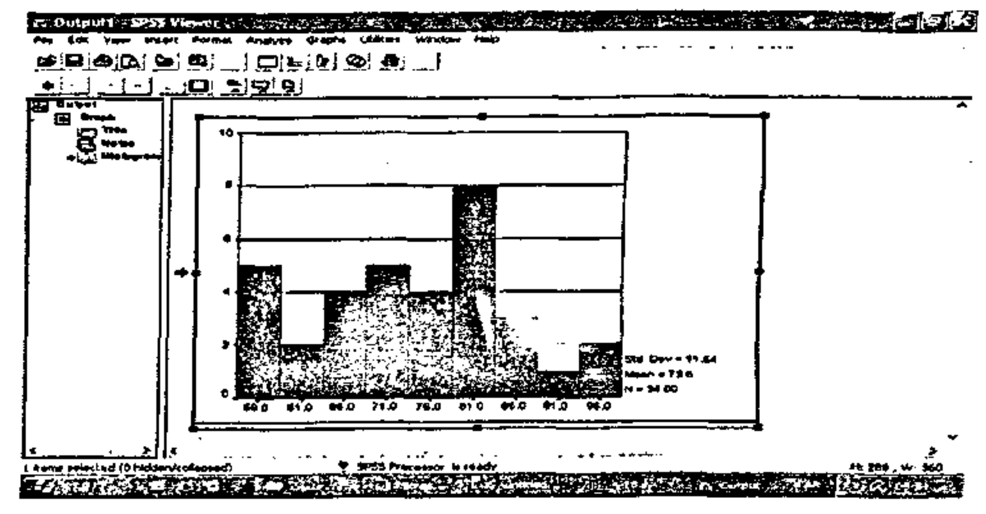
٣- من صندوق الحوار السابق توجد خيارات خاصة بالفئات نختار *Custom* ثم *Define...* ، يتم فتح صندوق الحوار التالى :

فإذا تأملنا الشاشة السابقة نجد أن برنامج *spss* اختار بداية(٥٢,٥) ، و نهاية(٩٧,٥) كبداية و نهاية افتراضية للبيانات

٤- من صندوق الحوار السابق ، توجد خيارات خاصة بعدد الفئـات *# Of Intervals* ، أو مدى الفئة *Interval Width* (أى منهما و ليس كليهما) ، و كذلك المدى الكلـى للدرجات المطلوب عرضه *Range Displayed* ، نختار مدى الفئة (٥) كما فى الحل اليدوى (و لنا فى ذلك حرية فى اختيار أى مدى مناسب للفئة) ، كما نختار المدى الكلى للدرجات المطلوب عرضه هو ٥٣,٥ -٩٦,٥ (و هما أدنى حـد حقيقى و أعلـى حد حقيقى فى التوزيع) كالتالى :



٥- يتم الضغط على الذرار *Continue* ثم ذر الموافقة *Ok* ، و في هذه الحالة سيبعث *SPSS* رسالة لنا مضمونها أنه هل نريد أن نعدل المدى لكي يكون مضاعفات لسعة الفئة نضغط على ذر الموافقة ثم الخروج من نافذة تحرير الأشكال البيانية *Chart Editor* ، لكي نجد المدرج التكراري بشكله الجديد كالتالي :



و هو نفس الحل اليدوي ، و لعل ما سبق يوضح الخيارات و البدائل العديدة التي يمكن أن يقدمها برنامج *spss* .

تفسير النتيجة: يتضح من النتيجة المتحصل عليها ما يلي :

- وجود اختلاف و تباين في درجات المفحوصين القاطنين بمؤسسات الرعاية على متغير التوافق الاجتماعي ،فهم موزعون على فئات التوزيع المختلفة .
- كما أن هناك مجموعة من المفحوصين عددهم (٥) درجاتهم متدنية في التوافق الاجتماعي ، حيث أن متوسط درجاتهم (٥٦).
- و على العكس هناك مفحوصان حاصلان على الدرجات المرتفعة في التوافق الاجتماعي فمتوسط درجتيهما (٩٦) .
- أعلى تكرار من المفحوصين(٨) حاصلين على درجات في التوافق الاجتماعي متوسطها(٨١) .
- الشكل السابق يصنف المفحوصين إلى مستويات في درجاتهم على متغير التوافق الاجتماعي بما يسهل من متابعتهم و ملاحظة التغير الذي حدث في توافقهم الاجتماعي بعد ذلك ، فقد ينتقل المفحوص من فئة إلى فئة أخرى أعلى أو أقل في التوافق الاجتماعي .
- في ضوء ذلك يمكن للمسئولين تكثيف البرامج المقدمة لهؤلاء المفحوصين لكي يصبحوا أكثر توافقاً و متقاربين في درجات التوافق الاجتماعي من بعضهم البعض ، بما يحقق الهدف العام لهذه المؤسسات .

الفصل الخامس

الإحصاء الوصفى

تنقسم البيانات الإحصائية كما سبق و أن ذكرنا إلى نوعين رئيسيين من البيانات ، أولهما البيانات الكمية و هى التى تأخذ صورة أرقام لها مدلول كمى فيمكن إجراء العمليات الحسابية عليها ، و النوع الآخر و هى البيانات الكيفية و التى تأخذ صورة ألفاظ (جيد- متوسط-أنثى-)، أو تأخذ صورة أرقام ليس لها مدلول كمى مثل أرقام التليفونات أو أرقام لاعبى الكرة أو أرقام السيارات ، و سواء كانت البيانات كمية أم كيفية فإننا كمسئولين أو تربويين أو معلمين أو مهتمين بالمجال فى حاجة إلى وصف هذه البيانات بصورة تعطينا معلومات تفيدنا فى اتخاذ القرار المناسب و نوع الإحصاء المسئول عن وصف البيانات و استخلاص معلومات منها يسمى الإحصاء الوصفى *descriptive statistics* و المعلومات التى يمكن استخلاصها من البيانات سواء كانت كيفية أو كمية تأخذ عدة صور فقد تكون المستوى العام الذى تعكسه البيانات و هو قيمة او بيان يعبر عن غالبية البيانات الداخله فى التوزيع و يمكن اتخاذه كنقطه مركزيه. فالمعلم مثلا يحتاج إلى التعرف على المستوى العام لتلاميذه من خلال قيمه تعبر عن المستوى العام و صاحب المؤسسه يحتاج الى معرفة متوسط الانتاج السنوى من خلال رقم يعبر عن ذلك و هناك اساليب احصائيه تستخدم للتعرف على المستوى العام تسمى مقاييس احصائية و المقاييس الإحصائية المستخدمة للتعرف على المستوى العام تسمى مقاييس النزعة المركزية و من هذه المقاييس المتوسط الحسابى -الوسيط-المنوال -المتوسط الهندسى-المتوسط التوافقى . و سنتناول بالتفصيل الثلاثة مقاييس الأولى منها نظراً لشهرتها و كثرة تداولها . أيضا من المعلومات التى نحتاج إلى استخلاصها من توزيع البيانات فيما يسمى بتشتت البيانات أى مدى تقارب أو تباعد البيانات عن بعضها البعض فالمعلم فى حاجة إلى معرفة مدى تقارب أو تباعد مستويات تلاميذه عن بعضهم البعض ، و كذلك صاحب المؤسسة يحتاج إلى معرفة مدى تقارب أو تباعد الأجور فى المؤسسة و هكذا و المقاييس التى تهدف إلى التعرف على

التشتت تسمى مقاييس التشتت و من هذه المقاييس الانحراف المعيارى و التباين و المدى و الانحراف الربيعى ، و هناك نوع آخر من المعلومات نحتاج إلى استخلاصها من البيانات الموزعة و هى علاقة المتغير الذى يعكس البيانات الموزعة و ليكن متغير التحصيل بمتغير آخر يعكس بيانات أخرى و ليكن متغير الدافعية ، فالمعلم مثلا فى حاجة إلى معرفة علاقة تحصيل تلاميذه بدافعيتهم للتعلم ، أو علاقة تحصيل التلاميذ فى مادة الجبر بتحصيلهم فى مادة الهندسة ، أو علاقة عادات الاستذكار بأساليب التعلم ، و المسئول فى مؤسسة ما يحتاج إلى معرفة علاقة أجور العمال بانتاجية المؤسسة و هكذا ، و هذا النوع من البيانات يمكن التعبير عنه بواسطة نوع من المقاييس الإحصائية تسمى مقاييس العلاقة و من أمثلة هذه المقاييس معاملات الارتباط و هى معامل الارتباط التتابعى لبيرسون و معامل ارتباط الرتب لسبيرمان و غيرها الكثير، أيضاً من المعلومات التى نحتاج إلى معرفتها من البيانات الموزعة مدى إمكانية التنبؤ بمتغير ما بمتغير آخر ، مثلاً نحتاج كتربويين إلى التنبؤ بتحصيل الطلاب فى الجامعة من خلال درجاتهم فى الثانوية العامة ، و يحتاج المسئول فى مؤسسة ما إلى التنبؤ بالإنتاج من خلال كفاءة العمال أو عددهم و يمكن حساب التنبؤ من خلال أسلوب إحصائى يسمى تحليل الانحدار ، أيضاً من المعلومات التى نحتاج إلى معرفتها من التوزيعات التكرارية التأثيرات السببية لمتغير ما أو متغيرات معينة يطلق عليها متغيرات مستقلة على متغير آخر يطلق عليه متغير تابع مثل معرفة التأثير السببى لمتغيرى الذكاء و الدافعية مثلاً على متغير مهارات الكمبيوتر و يمكن معرفة التأثيرات السببية من خلال نوع من المقاييس يطلق عليه تحليل المسار *path analysis* و فى الواقع فان كلا من أسلوبى تحليل الانحدار و تحليل المسار يعتمدان فى حسابهما على معامل الارتباط التتابعى لبيرسون .

و من ثم فان المقاييس التى سيتم شرحها فى هذا الفصل و التى تنتمى إلى مقاييس الإحصاء الوصفى هى كالتالى:

أولاً : مقاييس النزعة المركزية .

ثانياً: مقاييس التشتت .

ثالثاً : مقاييس العلاقة .

رابعاً : تحليل الانحدار .

خامساً : تحليل المسار .

أولاً : مقاييس النزعة المركزية

سبق أن قلنا أن الهدف من مقاييس النزعة المركزية هو التعرف على المستوى العام للبيانات المتحصل عليها ، و تعنى النزعة المركزية ميل غالبية الأرقام أو البيانات نحو التمركز حول قيمة معينة أو بيان معين ، هذه القيمة أو هذا البيان يمكن اتخاذه كممثل للمستوى العام للبيانات و هناك مقاييس عديدة تستخدم للتعرف على المستوى العام منها المتوسط الحسابى-الوسيط – المنوال-المتوسط الهندسى-المتوسط التوافقى ، و سيتم شرح الثلاث مقاييس الأولى منها كالتالى:

١ المتوسط الحسابى

يعد المتوسط الحسابى من أشهر المقاييس الإحصائية المستخدمة للتعرف على المستوى العام ، و هو أيضاً من أكثر المقاييس الإحصائية التى تستخدم فى حساب مقاييس إحصائية أخرى من نوع الإحصاء الاستدلالى كما سيلى شرحه فى الفصل السادس، و يعرف المتوسط الحسابى بأنه مجموع القيم الداخلة فى التوزيع مقسوما على عدد هذه القيم و لذلك فهو يستخدم فى حالة البيانات الكمية فقط ، و تختلف طرق حساب المتوسط على حسب طبيعة البيانات الكمية كالتالى :

أ- حساب المتوسط فى حالة البيانات ذات الحجم الصغير جدا(ن≤٥) :

إذا كان عدد البيانات صغير جداً أقل من أو يساوى ٥ فان مهمة حساب المتوسط تصبح سهلة جداً لأننا ببساطة سوف نجمع القيم الصغيرة العدد و نقسمها على عددها لنحصل على المتوسط و الذى يعبر عن المستوى العام لهذه القيم و فى هذه الحالة فإننا لسنا بحاجة إلى برنامج إحصائى على الكمبيوتر و لكن قد نحتاج إلى آلة حاسبة فى ذلك :

مثال: لنفرض أن أحد المعلمين طبق اختباراً ذا الدرجة الكلية ٢٠ على ٥ من تلاميذ فصله و كانت درجاتهم كالتالى :

١٧-١١-١٦-١٥-٩

فكيف يمكن حساب المتوسط الحسابى لهذه الدرجات ؟

إن هذه البيانات ذات العدد الصغير جداً لا تحتاج إلى برامج كمبيوتر لحساب المتوسط لها و لكن قد نحتاج إلى آلة حاسبة بسيطة لذلك ، و يمكن حساب المتوسط لهذه البيانات من القانون التالى ، و هو القانون العام للمتوسط :

$$\text{م} = \frac{\text{مج (س)}}{\text{ن}} \quad ......(٥-١)$$

حيث : م المتوسط الحسابى ، مج(س) مجموع الدرجات ، ن : عدد الدرجات(عدد الحالات)، إذاً :

$$\text{م} = \frac{\text{مج (س)}}{\text{ن}} = \frac{١٧+١١+١٦+١٥+٩}{٥} = \frac{٦٨}{٥} = ١٣,٦$$

ب- حساب المتوسط فى حالة البيانات ذات الحجم الصغير و الكبير(ن > ٥) .

إن البيانات التى عددها أكبر من ٥ يمكن تقسيمها إلى صنفين من البيانات كما سلف ذكره فى الفصول السابقة على حسب عدد القيم المختلفة فى البيانات فإما أن تكون البيانات ذات قيم مختلفة قليلة العدد(أقل من أو تساوى ٢٠) ،و إما أن تكون ذات قيم مختلفة كثيرة العدد(أكبر من ٢٠) ، و يمكن معرفة كيفية حساب المتوسط يدوياً و باستخدام *SPSS* فى حالة كل نوع من البيانات كالتالى:

ب-١: البيانات ذات القيم المختلفة قليلة العدد :

مثال(٥-١) : قام باحث بتطبيق اختباراً فى مادة اللغة العربية ذا الدرجة الكلية ٢٠ على تلاميذ فصله البالغ عددهم ٣٦ تلميذاً فحصل على البيانات الآتية:

١٢-١٣-١١-١٣-١٥-١٢-١٦-١٤-١٦-١٨-١٤-١٣-١٢-١٩-١٤-١٧-١٤-١٢-١٤- ١١-١٤-١٤-١٩-١٧-١٣-١٥-١٩-١٤-١٩-١٣-١٢-١٦-١٢-١٥-١٥-١٢

و المطلوب حساب المتوسط الحسابى لهذه البيانات

الطريقة اليدوية :

البيانات السابقة تحتوى على قيم مختلفة عددها (٩) و بالتالى فهى قيم مختلفة قليلة العدد ، و لذلك نتبع الخطوات التالية فى حساب المتوسط يدوياً :

الخطوة الأولى: تنظيم البيانات السابقة فى جدول توزيع تكرارى بسيط (للدرجات) : و عرفنا كيفية عمل هذا الجدول فى الفصل السابق و هو فى صورته النهائية موضح كالتالى:

س	ك
١١	٢
١٢	٧
١٣	٥
١٤	٨
١٥	٤
١٦	٣
١٧	٢
١٨	١
١٩	٤
المجموع	٣٦

الخطوة الثانية: تطبيق قانون المتوسط التالى:

$$م = \frac{مج (ك\ س)}{ن} \qquad (٥ - ٢)$$

حيث ك ترمز إلى تكرار كل درجة فى التوزيع ، س ترمز للدرجات ، ن عدد البيانات .

الخطوة الثالثة يتضح من القانون السابق أننا نحتاج إلى إضافة عمود إضافى للجدول المبين فى الخطوة الأولى و هذا العمود هو (س ك) كالتالى :

س	ك	س ك
١١	٢	٢٢
١٢	٧	٨٤
١٣	٥	٦٥
١٤	٨	١١٢
١٥	٤	٦٠
١٦	٣	٤٨
١٧	٢	٣٤
١٨	١	١٨
١٩	٤	٧٦
المجموع	٣٦	٥١٩

الخطوة الرابعة : يتم التطبيق فى قانون المتوسط كالتالى :

$$م = \frac{٥١٩}{٣٦} = ١٤,٤٢$$ و هى قيمة المتوسط الحسابى

استخدام ***SPSS*** :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغير المطلوب التعرف على متوسط بياناته :و ذلك بفتح شاشة ***variable view*** و تحديد هذه الخصائص الموضحة أيضاً بالشاشة :

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
عربى٣_٢	رقمى	٨	لايوجد	درجات اللغة العربية لتلاميذ فصل ٢/٣ بمدرسة التحرير	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج

5-1 - SPSS Data Editor

File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

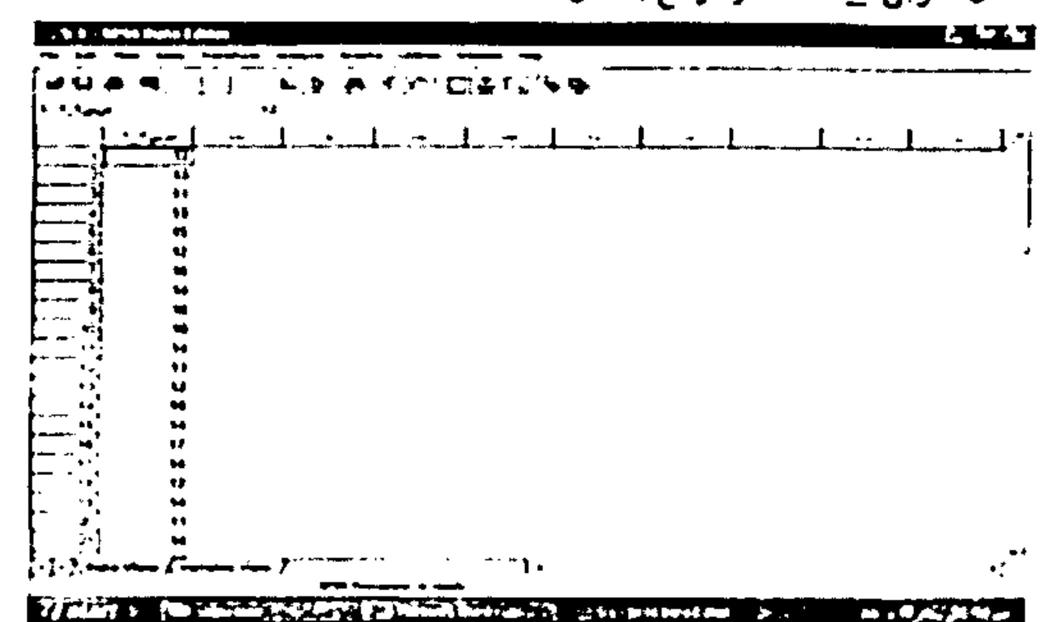
	Name	Type	Width	Deci	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure
1	عربى٣_٢	Numer	8	0	درجات اللغة العربية لتلاميذ فصل ٣/٢مدرسة التحرير	None	Non	8	Righ	Scale

Data View / Variable View

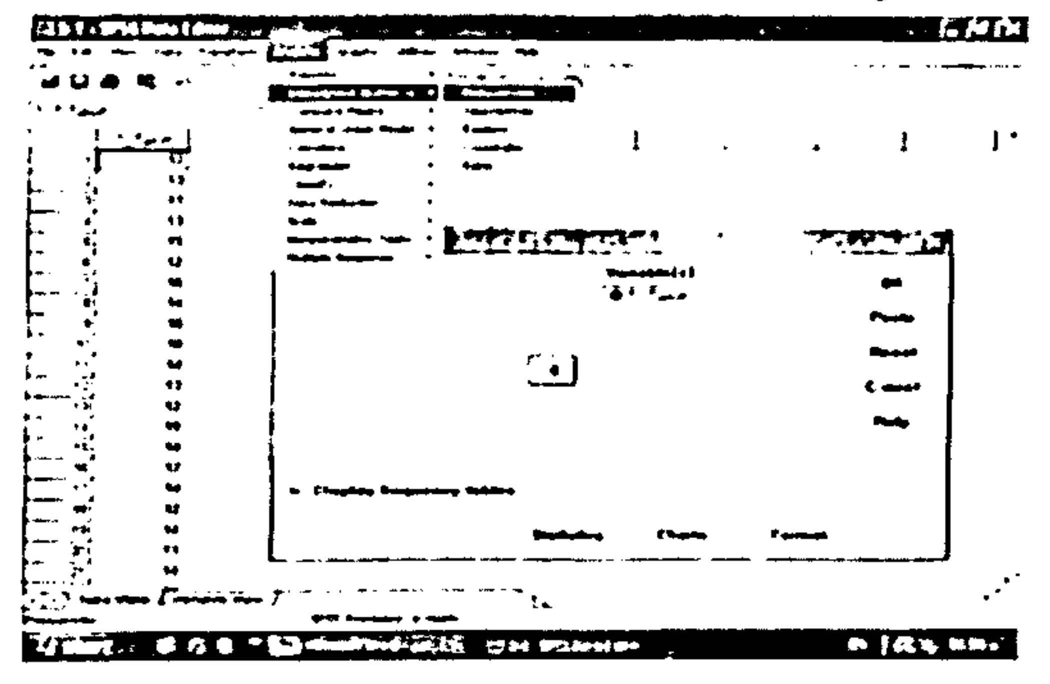
Case counter area

SPSS Processor is ready

الخطوة الثانية الانتقال إلى شاشة *data view* ، ثم كتابة البيانات الإحصائية في العمود الخاص "عربي٣_٢" كما هو موضح بالشكل:



الخطوة الثالثة من سطر الأوامر *analyze* نختار الأمر *descriptive statistics* ثم الأمر الفرعي *frequencies* سيظهر مربع حوار ندرج متغير البيانات " عربي٣_٢" إلى المربع المجاور المسمى *variable(s)* كما بالشكل .



الخطوة الرابعة : بعد الضغط على الذرار *statistics* سيظهر مربع حوار، نتأكد من اختيار الإحصاءة *mean* بمعنى المتوسط و ذلك بالضغط بالماوس أمامها كما بالشكل:

Frequencies: Statistics

Percentile Values — Quartiles — Cut points for equal groups — Percentile(s):

Central Tendency — Mean — Median — Mode — Sum

Continue — Cancel — Help

Values are group midpoints

Dispersion — Std. deviation — Variance — Range — Minimum — Maximum — S.E. mean

Distribution — Skewness — Kurtosis

OK — Paste — Reset — Cancel — Help

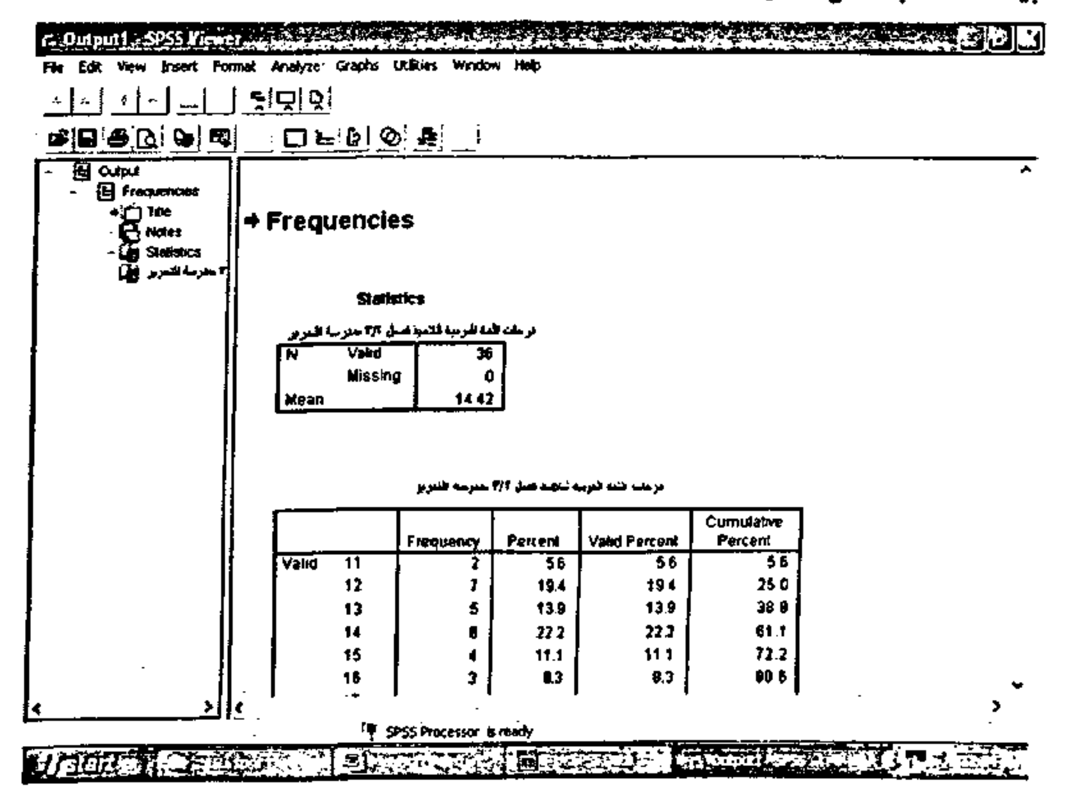
Display frequency tables

Statistics... — Charts... — Format...

Data View — Variable View

SPSS Processor is ready

الخطوة الخامسة: نضغط على الذرار *continue* لإخفاء مربع الحوار الفرعي و الإبقاء على مربع الحوار الرئيسي ، ثم يتم الضغط على الذرار *ok* نحصل على المتوسط الحسابي للبيانات كما بالشكل التالي:



مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *SPSS* : يلاحظ من الشكل السابق أن قيمة المتوسط الحسابى تساوى ١٤,٤٢ و هى نفس القيمة المتحصل عليها يدوياً .

التفسير التربوى للقيمة المتحصل عليها : نظراً لأن الدرجة الكلية للاختبار هى ٢٠ فإن متوسط الدرجات (١٤,٤٢) يعد مستوى عام جيد لمستوى الفصل و على المعلم تحسينه .

ب- البيانات ذات القيم المختلفة كثيرة العدد :

و هى كما سبق ذكره فى الفصل السابقة البيانات التى تحتوى على عدد من القيم المختلفة أكبر من ٢٠ و الذى يجعلنا فى حاجة إلى جدولتها فى جدول تكرارى مبوب ، و يمكن توضيح ذلك بالأمثلة التالية :

مثال (٦-٧) :قام باحث بتطبيق اختبار فى الكفاءة الذاتية ذى الدرجة الكلية ١٠٠ على عينة من معلمى المرحلة الابتدائية عددهم ٣٤ معلماً و كانت درجاتهم موزعة كالتالى:

٨٠-٧٢-٦٦-٩٢-٥٥-٧٦-٧٥-٨٨-٦٢-٧٤-٨٢-٦٤-٨١-٩٥-٧٩-٨٧-٥٤-٧٠-٧٩-٨٥-
٩٦-٥٨-٥٨-٦٤-٧٢-٨٠-٧٢-٥٥-٧٦-٨٠-٧٩-٧٠-٦٠-٦٥

و المطلوب حساب المتوسط الحسابى لهذه البيانات

الطريقة اليدوية :

بتفحص عدد القيم المختلفة فى البيانات السابقة نجد أن عددها (٢٣) ،و لقد رأينا فى الفصول السابقة أن البيانات ذات المدى الكبير يتم تنظيمها فى جدول توزيع تكرارى مبوب (للفئات)حتى يسهل التعامل معها إحصائياً، و هناك عدة طرق يدوية لحساب المتوسط للبيانات الموزعة فى فئات منها طريقة منتصفات الفئات و كذلك الطريقة المختصرة و يمكن شرح كل طريقة يدوية كالتالى:

ب-١ : طريقة منتصفات الفئات :

رأينا فى الفصل الثالث و كذلك فى الفصل الرابع كيفية حساب منتصف الفئة ، و للتذكرة يمكن القول أنها مجموع الحدين الأدنى و الأعلى للفئة و قسمة الناتج على ٢ ، و العلاقة بين منتصفات الفئات و متوسط الدرجات محكوم بالقانون التالى :

$$م = \frac{مج\ (ك\ ص)}{ن} \quad .....(٥-٣)$$

حيث ك تمثل تكرار كل فئة ،ص تمثل منتصف الفئة ، ن تمثل العدد الكلى للبيانات و هى نفسها مجموع التكرارات و من ثم يمكن حساب المتوسط وفقاً للخطوات التالية:

الخطوة الأولى: تحويل البيانات المدرجة فى التوزيع إلى جدول توزيع تكرارى مبوب كما بالشكل:

الفئات	التكرار
٥٤-٥٨	٥
٥٩-٦٣	٢
٦٤-٦٨	٤
٦٩-٧٣	٥
٧٤-٧٨	٤
٧٩-٨٣	٨
٨٤-٨٨	٣
٨٩-٩٣	١
٩٤-٩٨	٢
المجموع	٣٤

الخطوة الثانية : إضافة عمودين للجدول السابق أحدهما يمثل ص و الآخر يمثل حاصل ضرب (ك) فى (ص) كما فى الجدول التالى:

الفئات	ك	ص	ك ص
٥٤-٥٨	٥	٥٦	٢٨٠
٥٩-٦٣	٢	٦١	١٢٢
٦٤-٦٨	٤	٦٦	٢٦٤
٦٩-٧٣	٥	٧١	٣٥٥
٧٤-٧٨	٤	٧٦	٣٠٤
٧٩-٨٣	٨	٨١	٦٤٨
٨٤-٨٨	٣	٨٦	٢٥٨
٨٩-٩٣	١	٩١	٩١
٩٤-٩٨	٢	٩٦	١٩٢
المجموع	٣٤		٢٥١٤

الخطوة الثالثة: تطبيق قانون المتوسط كالتالى:

$$م = \frac{مج (ك ص)}{ن} = \frac{٢٥١٤}{٣٤} = ٧٣,٩٤$$ و هى قيمة المتوسط الحسابى

ب-٢: الطريقة المختصرة :

إن الطريقة المختصرة لحساب المتوسط الحسابى تعتمد ببساطة شديدة على افتراض أن المتوسط المطلوب حسابه هو منتصف فئة من الفئات المبينة فى التوزيع،و حيث أن هذا الافتراض قد يكون صحيح أو خطأ فانه يتم معادلة ذلك بإضافة قيمة أو حد لهذا المتوسط الفرضى هذه القيمة عبارة عن مجموع حاصل ضرب انحرافات منتصفات الفئات الأخرى عن هذا المتوسط الفرضى و التكرار القابل لكل لفئة مقسوماً على الحجم الكلى للعينة (ن) ، و لمزيد من الاختصار يمكن قسمة انحرافات منتصفات الفئات الأخرى عن المتوسط الفرضى على سعة الفئة(ف) لينتج مضاعفات من الواحد الصحيح سلباً و إيجاباً يسمى الانحراف الفرضى (ح) ثم يضرب الناتج النهائى فى مدى الفئة مرة أخرى ، و من ثم يكون قانون المتوسط الحسابى فى الطريقة المختصرة كالتالى:

$$م = ص + [\frac{مج (ك ح^{/})}{ن} \times ف] .....(٥-٤)$$

و بالتالى يتم إضافة عمودين لعمودى الفئات و التكرارات المقابلة و هذين العمودين أحدهما يسمى الانحراف الفرضى($ح^{/}$) ، و الآخر حاصل ضرب كل انحراف فرضى فى تكراره المقابل($ك ح^{/}$) ،و ببساطة شديدة يتم وضع قيم $ح^{/}$ فى العمود الخاص به و ذلك بالبحث عن الفئة المقابلة لأكبر تكرار ووضع أمامها صفر و هذه الفئة تسمى الفئة الصفرية و منتصفها هو الذى يمثل المتوسط الفرضى ، ثم نبدأ من الصفر و نضع أمام الفئات التى تسبق الفئة الصفرية قيماً سالبة-١ ، -٢، -٣ و هكذا حتى نصل لأول فئة فى التوزيع ، أما الفئات التى تلى الفئة الصفرية فنضع أمامها قيماً موجبة +١ ،+٢،+٣ و هكذا حتى نصل إلى آخر فئة فى التوزيع

ملاحظة

إن ترتيب الفئات فى الجدول التكرارى فى الغالب يكون تصاعدى بالنسبة لمنتصفات الفئات و لكن إذا كان ترتيب الفئات تنازلى (كما يحدث غالبا فى كتب الإحصاء الأجنبية) فإننا نضع قيماً موجبة للفئات التى تسبق الفئة الصفرية ، و قيماً سالبة للفئات التى تلى الفئة الصفرية(لماذا؟).

و على ذلك يمكن حساب التوسط الحسابى للبيانات المبينة فى الجدول السابق وفقاً للخطوات التالية كالتالى:

الخطوة الأولى: تحويل البيانات المدرجة فى التوزيع إلى جدول توزيع تكرارى مبوب كما يلى:

الفئات	التكرار
٥٤-٥٨	٥
٥٩-٦٣	٢
٦٤-٦٨	٤
٦٩-٧٣	٥
٧٤-٧٨	٤
٧٩-٨٣	٨
٨٤-٨٨	٣
٨٩-٩٣	١
٩٤-٩٨	٢
المجموع	٣٤

الخطوة الثانية : إضافة عمودين للجدول السابق احدهما يمثل ح/ و الآخر يمثل حاصل ضرب (ك) فى (ح/) كما فى الجدول التالى:

الفئات	التكرار	ح/	ك ح/
٥٤-٥٨	٥	-٥	-٢٥
٥٩-٦٣	٢	-٤	-٨
٦٤-٦٨	٤	-٣	-١٢
٦٩-٧٣	٥	-٢	-١٠
٧٤-٧٨	٤	-١	-٤
٧٩-٨٣	٨	صفر	صفر
٨٤-٨٨	٣	+١	+٣
٨٩-٩٣	١	+٢	+٢
٩٤-٩٨	٢	+٣	+٦
المجموع	٣٤		-٤٨

الخطوة الثالثة : إيجاد منتصف الفئة الصفرية و التى تمثل المتوسط الفرضى كالتالى:

الفئة الصفرية هى الفئة التى تقابل أكبر تكرار و هى الفئة ٧٩-٨٣ :

$$\text{منتصف الفئة الصفرية(ص)} = \frac{٨٣+٧٩}{٢} = \frac{١٦٢}{٢} = ٨١$$

الخطوة الرابعة: تطبيق قانون المتوسط كالتالى:

$$\text{م} = ٨١ + \left(\frac{-٤٨}{٣٤} \times ٥ \right) = ٧٣,٩٤ \text{ و هى تمثل قيمة المتوسط الحسابى}$$

استخدام *SPSS*:

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغير المطلوب التعرف على متوسط بياناته ،و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص الموضحة أيضاً بالشاشة :

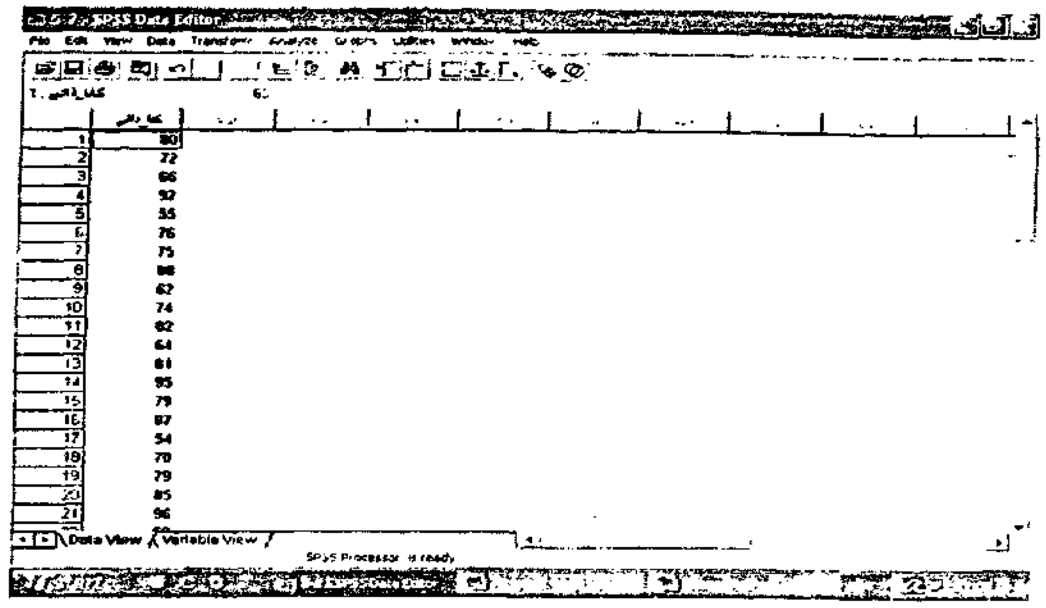
الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
كفا_ذاتي	رقمى	٨	لايوجد	درجات الكفاءة الذاتية لدى ٣٤ معلم ابتدائى بمدرسة النشية	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج

	Name	Type	Width	Deci	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure
1	كفا_ذاتي	Numer	8	0	درجات الكفاءة الذاتية لدى ٣٤ معلم بمدرسة النشية	None	None	8	Righ	Scale

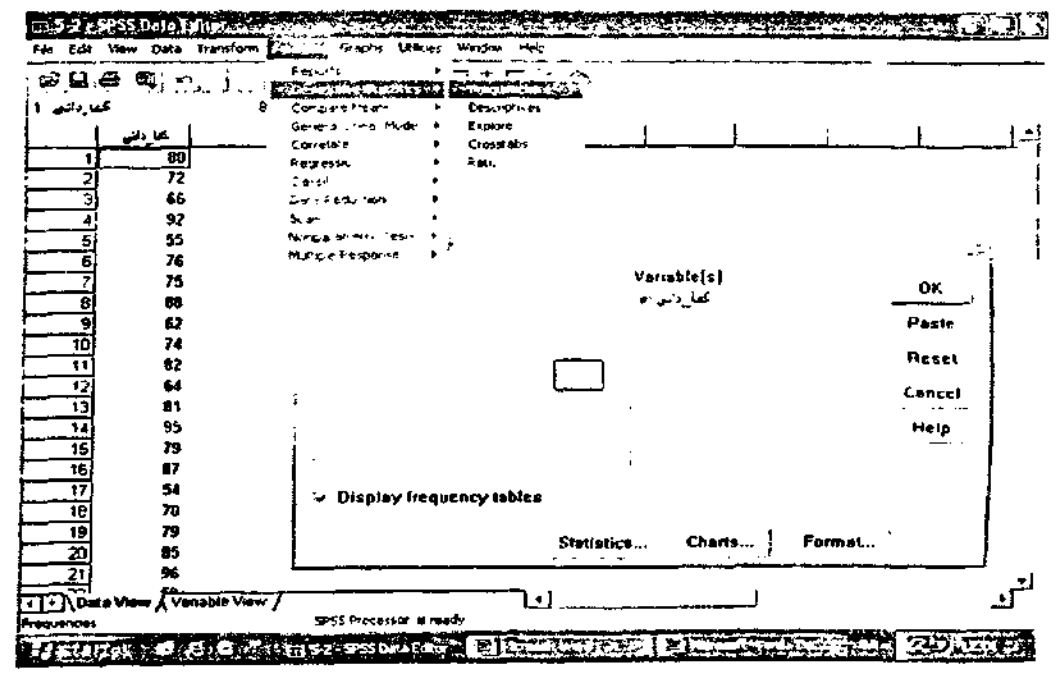
Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

الخطوة الثانية : الانتقال إلى شاشة *data view* . ثم كتابة البيانات الإحصائية في العمود الخاص "كفا_ذاتي" كما هو موضح بالشكل:

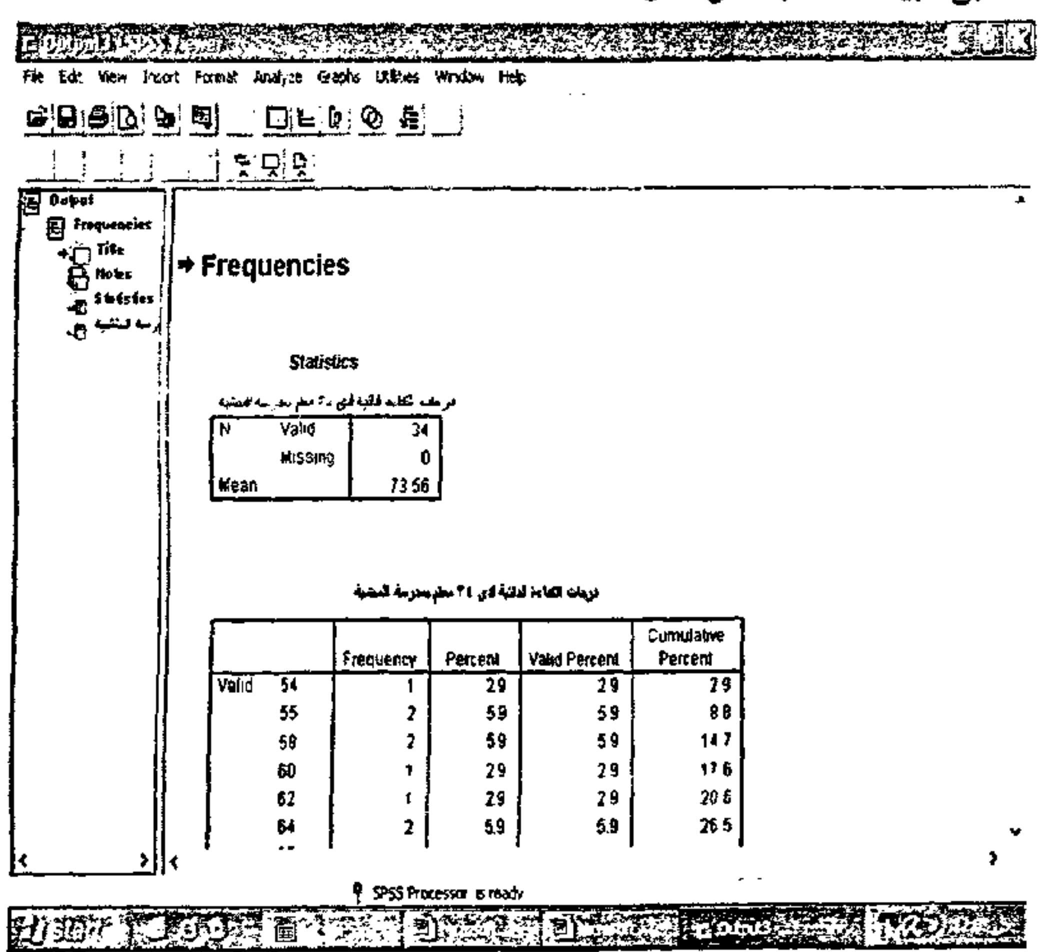


الخطوة الثالثة . من سطر الأوامر *analyze* نختار الأمر *descriptive statistics* ثم الأمر الفرعي *frequencies* سيظهر مربع حوار ندرج متغير البيانات "كفا_ذاتي" إلى المربع المجاور المسمى *variable(s)* كما بالشكل :



الخطوة الرابعة :بعد الضغط على الذرار *statistics* سيظهر مربع حوار، نتأكد من اختيار الإحصاءة *mean* بمعنى المتوسط و ذلك بالضغط بالماوس أمامها كما بالشكل:

الخطوة الخامسة: نضغط على الذرار *continue* سيختفى مربع الحوار الفرعى السابق و يظل مربع الحوار الأصلى موجوداً ثم يتم الضغط على الذرار *ok* نحصل على المتوسط الحسابى للبيانات كما بالشكل التالى:



Frequencies

Statistics

N	Valid	34
	Missing	0
Mean		73.56

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	54	1	2.9	2.9	2.9
	55	2	5.9	5.9	8.8
	58	2	5.9	5.9	14.7
	60	1	2.9	2.9	17.6
	62	1	2.9	2.9	20.6
	64	2	5.9	5.9	26.5

مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *SPSS* : يلاحظ من الشكل السابق أن قيمة المتوسط الحسابى تساوى ٧٣,٥٦ و هى قيمة قريبة جداً من القيمتين المتحصل عليهما يدوياً (٧٣,٩٤) .

تفسير قيمة المتوسط الحسابى الناتج : تشير النتيجة إلى أن متوسط درجات الكفاءة الذاتية لدى معلمى المدرسة الابتدائية بمدرسة المنشية هو (٧٤) تقريباً و هو مستوى من الكفاءة الذاتية إلى حد ما جيد و لكن ينبغى تنميته لأن المعلم له مهام خاصة فى إكساب تلاميذه السلوكيات المرغوب فيها سواء معرفية أو وجدانية أو مهارية و لذلك فإنه كلما ارتفع شعوره بالكفاءة الذاتية كلما كان مردود ذلك إيجابياً على تلاميذه .

المتوسط العام (المتوسط الوزنى) *grand mean* :

يحسب المتوسط لمجموعة من القيم بالجمع الجبرى لهذه القيم و قسمته على عدد القيم كما سلف ذكره ، و لكن إذا كان لدينا عدد من مجموعات القيم و مطلوب حساب متوسط القيم فى المجموعات كلها فمثلاً إذا كان لدينا درجات تلاميذ خمسة فصول فان درجات كل فصل تمثل مجموعة و كان مطلوب حساب المتوسط لدرجات كافة التلاميذ فى الفصول فان المتوسط فى هذه الحالة يطلق عليه المتوسط العام أو المتوسط الوزنى لأننا نحسب متوسط المتوسطات فكل مجموعة لها متوسط و المتوسط العام أو الوزنى هو متوسط المتوسطات مجتمعة ، و لكن ما هو قانون المتوسط العام؟

لو كان لدينا عدد من المجموعات قدره ط مثلاً ، و كانت $س_١$ ترمز لدرجات المجموعة الأولى التى عددها $ن_١$ ، و $س_٢$ ترمز لدرجات المجموعة الثانية التى عددها $ن_٢$ ، و $س_٣$ ترمز لدرجات المجموعة الثالثة التى عددها $ن_٣$ ، و $س_ط$ ترمز لدرجات المجموعة الطائية التى عددها $ن_ط$ فإن :

$$\text{المتوسط الوزنى (م)} = \frac{ن_١ م_١ + ن_٢ م_٢ + ن_٣ م_٣ + \ldots\ldots + ن_ط م_ط}{ن_١ + ن_٢ + ن_٣ + \ldots\ldots ن_ط} \ldots\ldots (٥-٥)$$

الحالة الخاصة: هناك حالة خاصة لحساب المتوسط الوزنى و هى تساوى عدد البيانات فى كل مجموعة و فى هذه الحالة يكون: $ن_١ = ن_٢ = ن_٣ = \ldots\ldots ن_ط = ن$

و بالتالى بالتعويض فى صيغة المتوسط العام السابقة يكون :

$$م = \frac{م_1 + م_2 + م_3 + ..مط}{ط} \quad .....(٥-٦)$$

و فى حالة ثلاث مجموعات متساوية فى عدد بياناتها يكون :

$$م = \frac{م_1 + م_2 + م_3}{٣} \quad .....(٥-٧)$$

تدريب
أثبت المعادلة الأخيرة

مثال (٥-٢): قام باحث بتطبيق اختبار تحصيلى ذى الدرجة الكلية ٢٠على ثلاثة فصول للتلاميذ الموهوبين فكانت درجات تلاميذ كل فصل مبينة فى الجدول التالى :

الفصل الأول	١٥-١٢-١١-١٠-١٥-١٢-١٣-١٦-١٥-١٢-١٤-١٠
الفصل الثانى	١٢-١٢-١٦-١٠-١٠-١٢-١٤-١٥-١٣-١٥
الفصل الثالث	١٢-١٦-١٨-١٧-١٠-١٢-١٠-١٠-١٠-١٠-١٣-١٩-١٠-١٢-١٥-١٤

و المطلوب التعرف على المتوسط العام لدرجات الثلاث فصول؟

الطريقة اليدوية :

الخطوة الأولى: بما أن أعداد الفصول الثلاثة غير متساوية ،إذاً نطبق المعادلة(٥-٥) لحساب المتوسط العام : حيث أن :

$ن_1$(عدد تلاميذ الفصل الأول)=١٢ ، $م_1$ (متوسط درجات تلاميذ الفصل الأول)=١٢,٩٢.

$ن_2$(عدد تلاميذ الفصل الثانى)=١٠ ، $م_2$ (متوسط درجات تلاميذ الفصل الثانى)=١٢,٩

$ن_3$(عدد تلاميذ الفصل الثالث)=١٦ ، $م_3$ (متوسط درجات تلاميذ الفصل الثالث)=١٣

تدريب
توصل الى قيم المتوسطات الثلاثة السابقة بنفسك

الخطوة الثانية : تطبيق قانون المتوسط العام كالتالى:

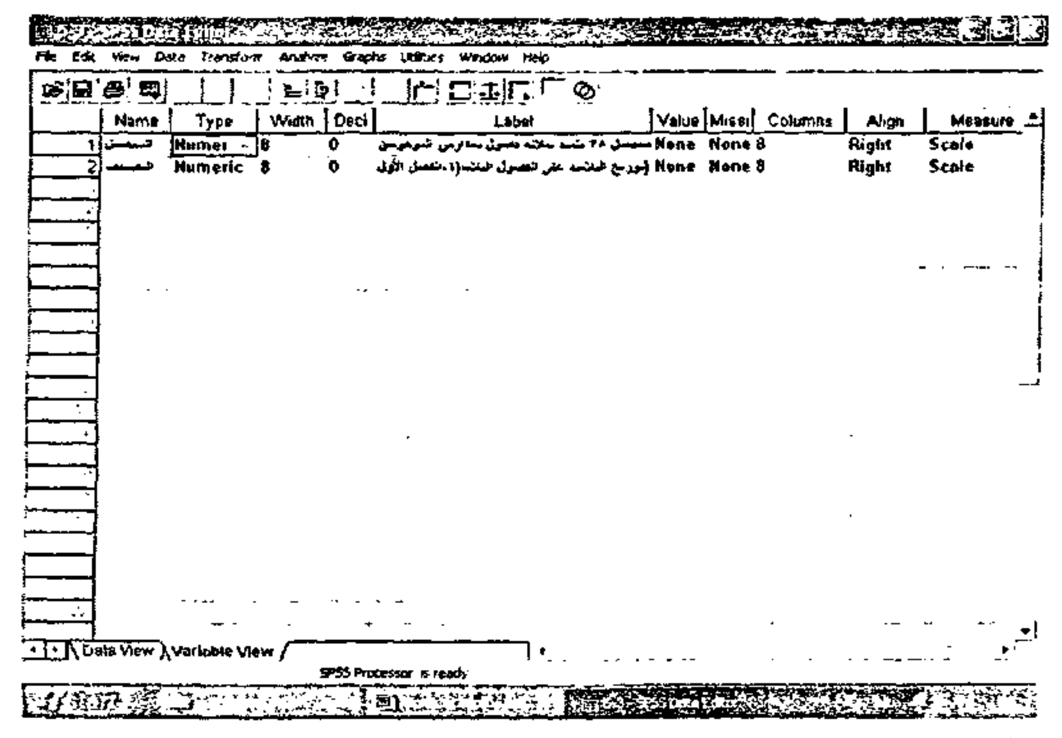
$$\text{م} = \frac{١٢\times١٢,٩٢+١٠\times١٢,٩+١٦\times١٣}{١٢+١٠+١٦} = \frac{١٥٥.٠٤+١٢٩+٢٠٨}{٣٨} = \frac{٤٩٢,٠٤}{٣٨} = ١٢,٩٥$$

و بالتالى يكون المتوسط العام للتوزيع يساوى ١٢,٩٥

استخدام *SPSS* :

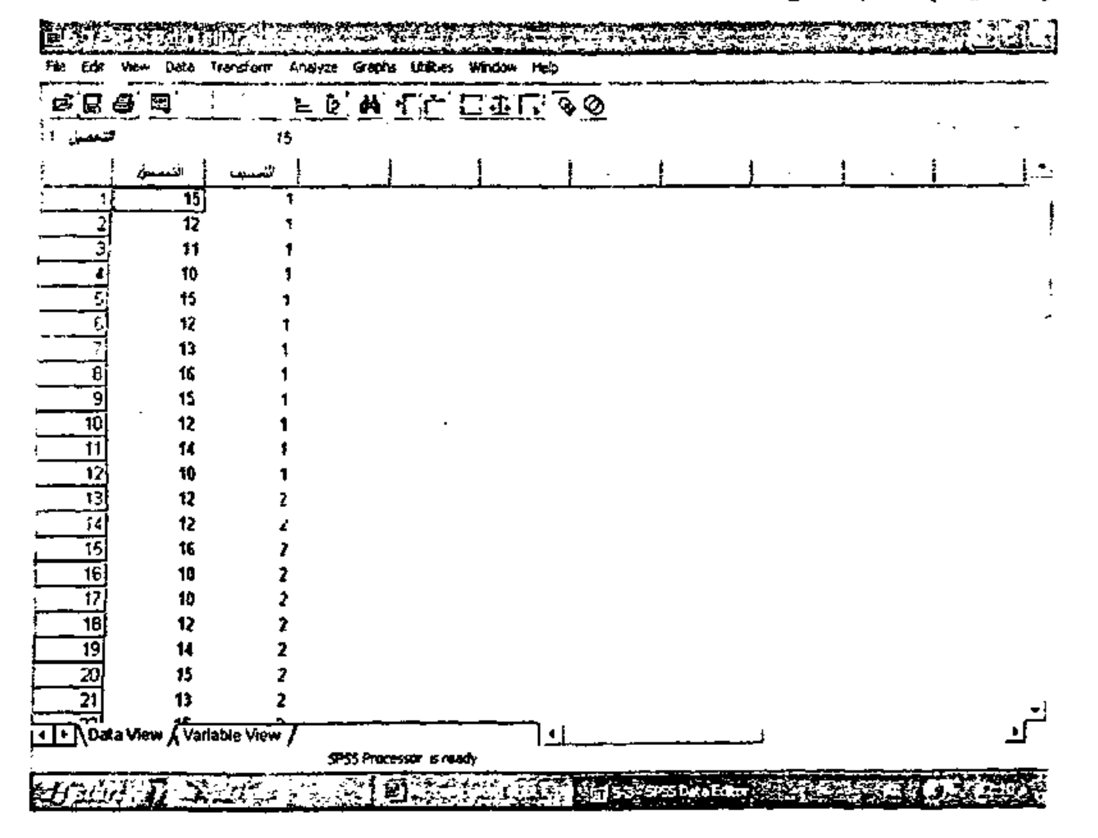
الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغير المطلوب التعرف على المتوسط الوزنى لبياناته و متغير التصنيف المرتبط به ،و ذلك بفتح شاشة ***variable view*** و تحديد هذه الخصائص و الموضحة أيضاً بالشاشة :

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
التحصيل	رقمي	٨	٠	تحصيل ٣٨ تلميذ بثلاثة فصول بمدارس الموهوبين	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج
التصنيف	رقمي	٨	٠	توزيع التلاميذ على الفصول الثلاث(١، الفصل الأول)، ٢)، الفصل الثانى)، ٣)، الفصل الثالث)	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج



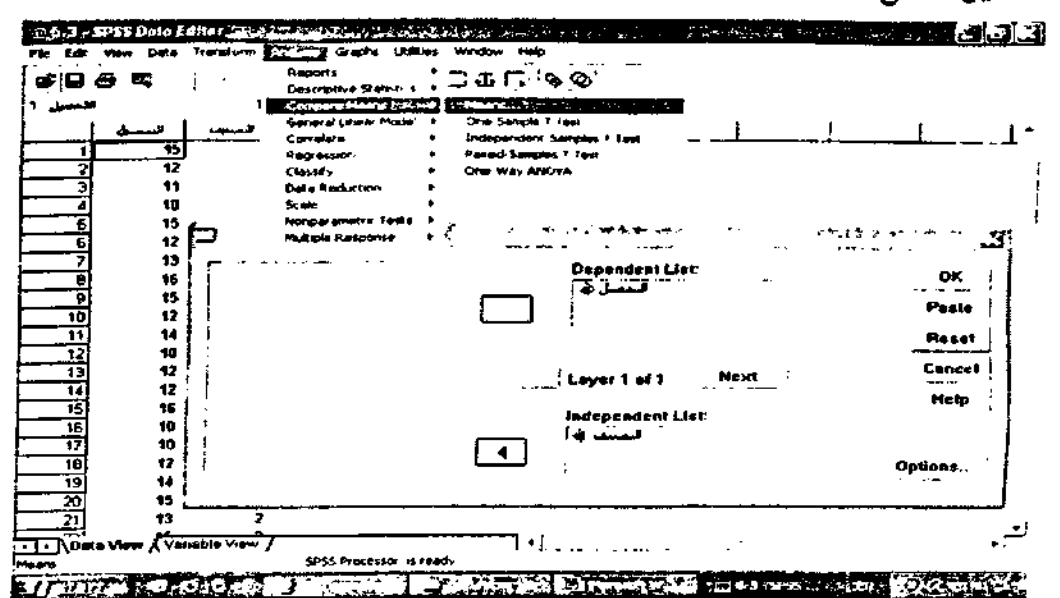
	Name	Type	Width	Deci	Label	Value	Missi	Columns	Align	Measure
1	[illegible]	Numer	8	0	[illegible]	None	None	8	Right	Scale
2	[illegible]	Numeric	8	0	[illegible]	None	None	8	Right	Scale

الخطوة الثانية : الانتقال الى شاشة *data view* و تدوين بيانات المتغيرين (التحصيل) ،(التصنيف) كما بالشكل:

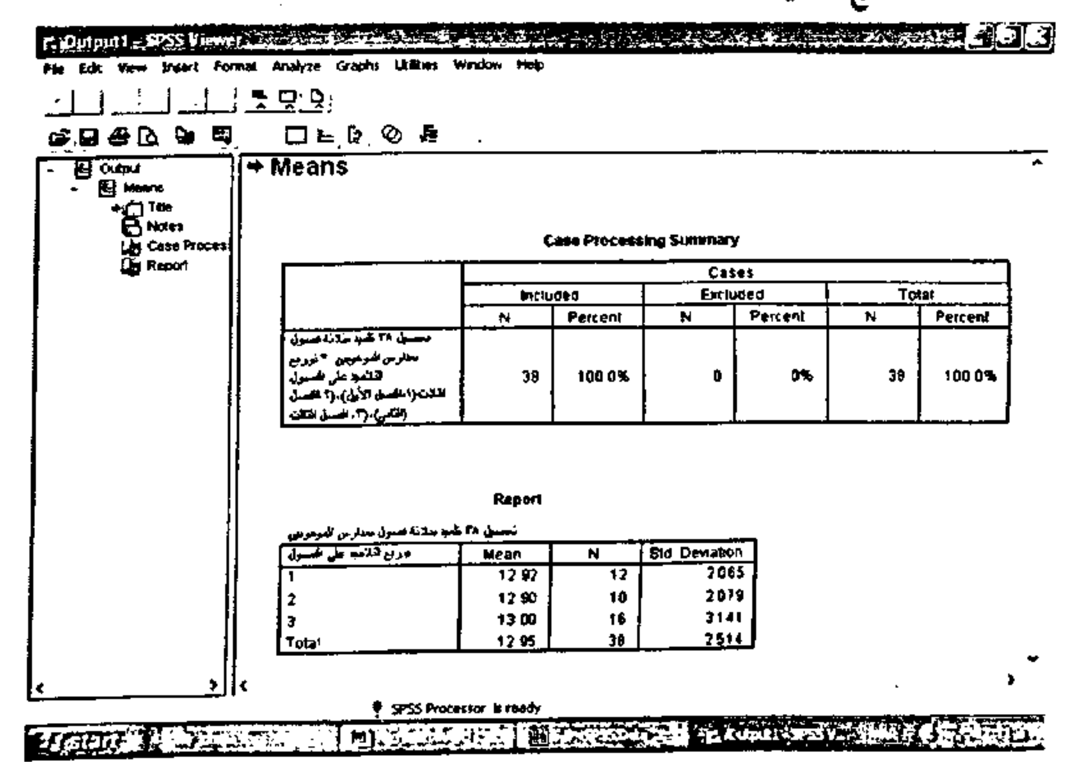


	التحصيل	التصنيف
1	15	1
2	12	1
3	11	1
4	10	1
5	15	1
6	12	1
7	13	1
8	16	1
9	15	1
10	12	1
11	14	1
12	10	1
13	12	2
14	12	2
15	16	2
16	10	2
17	10	2
18	12	2
19	14	2
20	15	2
21	13	2

الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر *analyze* نختار الأمر الفرعي *compare means* و الذى ينسدل منه أمر فرعي اخر ...*means* ، بالضغط على هذا الأمر الفرعي سيظهر مربع حوار ندخل متغير (التحصيل) فى المستطيل المسمى *dependent list* ، و متغير (التصنيف) فى المستطيل المسمى *independent list* كما بالشكل :



الخطوة الرابعة : بعد الضغط على الذرار *ok* نحصل على النتيجة الموضحة فى شاشة النتائج التالية :



Case Processing Summary

	Cases					
	Included		Excluded		Total	
	N	Percent	N	Percent	N	Percent
تحصيل ٣٨ تلميذ بثلاثة فصول مدارس الموهوبين * توزيع التلاميذ على الفصول الثلاث(١الفصل الأول)،(٢ الفصل الثاني)،(٣ الفصل الثالث)	38	100.0%	0	0%	38	100.0%

Report

تحصيل ٣٨ تلميذ بثلاثة فصول مدارس الموهوبين

توزيع التلاميذ على الفصول	Mean	N	Std. Deviation
1	12.97	12	2065
2	12.90	10	2079
3	13.00	16	3141
Total	12.95	38	2514

مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *SPSS* : يلاحظ من الشكل السابق أن قيمة المتوسط العام تساوى ١٢,٩٥ و هي نفس القيمة المتحصل عليها يدوياً .

تدريب
فسر القيمة المتحصل عليها تربوياً

ملاحظة
يمكن حل المثال السابق باستخدام *SPSS* بطريقة أخرى و هى أن تضم درجات المجموعات الثلاث فى مجموعة واحدة و نتعامل مع متغير التحصيل كأية بيانات عادية و نقوم بباقي الخطوات التى أوضحناها فى طريقة حساب المتوسط بالطريقة الالكترونية لنصل إلى قيمة المتوسط العام ،و بذلك فلا نحتاج فى هذه الحالة إلى متغير التصنيف و لكن يعاب على هذه الطريقة عدم إيضاحها متوسطات كل مجموعة و عدد بياناتها كما فى الطريقة السابقة

مثال(٥-٦): قام باحث بتطبيق اختبار في الدافعية للإنجاز ذى الدرجة الكلية ٢٥ على ثلاث مجموعات تجريبية متساوية العدد بحيث كان عدد أفراد كل مجموعة ثمانية أفراد و كانت درجاتهم مبينة كالتالى:

المجموعة الأولى	١٧	١٩	١٥	٢٠	٢٣	٢١	٢٠	٢٢
المجموعة الثانية	٢٣	١٨	١٨	١٧	١٩	٢٠	١٤	٢٠
المجموعة الثالثة	١٩	٢٢	١٨	١٥	١٩	٢١	١٩	٢٣

و المطلوب حساب المتوسط العام للمجموعات الثلاث؟

الطريقة اليدوية :

الخطوة الأولى: بما أن أعداد المجموعات الثلاثة متساوية ، إذاً نطبق المعادلة(٥-٧) لحساب المتوسط العام : حيث أن :

$م_1$ (متوسط درجات المجموعة الأولى)=١٩,٦٢٥

$م_2$ (متوسط درجات المجموعة الثانية)=١٨,٦٢٥

م٣ (متوسط درجات المجموعة الثالثة)=١٩,٥

تدريب
توصل إلى قيم المتوسطات الثلاثة السابقة بنفسك

الخطوة الثانية : تطبيق قانون المتوسط العام كالتالى:

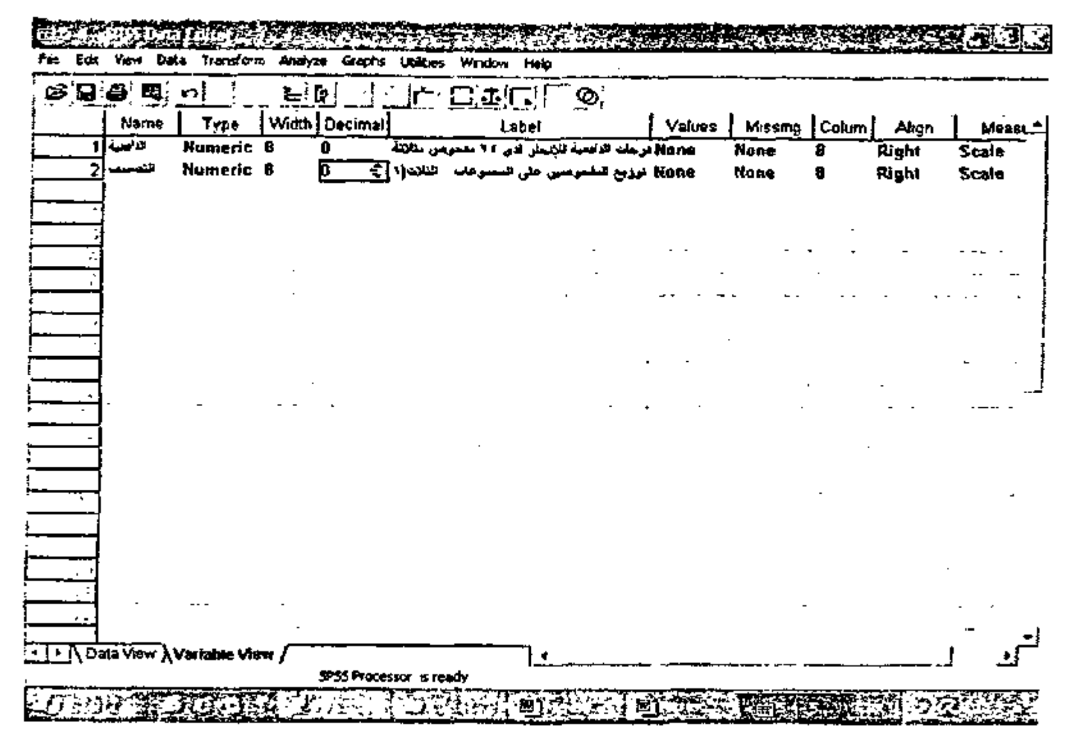
$$م = \frac{١٩,٥+١٨,٦٢٥+١٩,٦٢٥}{٣} = \frac{٥٧,٧٥}{٣} = ١٩,٢٥$$

و بالتالى يكون المتوسط العام للتوزيع يساوى ١٩,٢٥

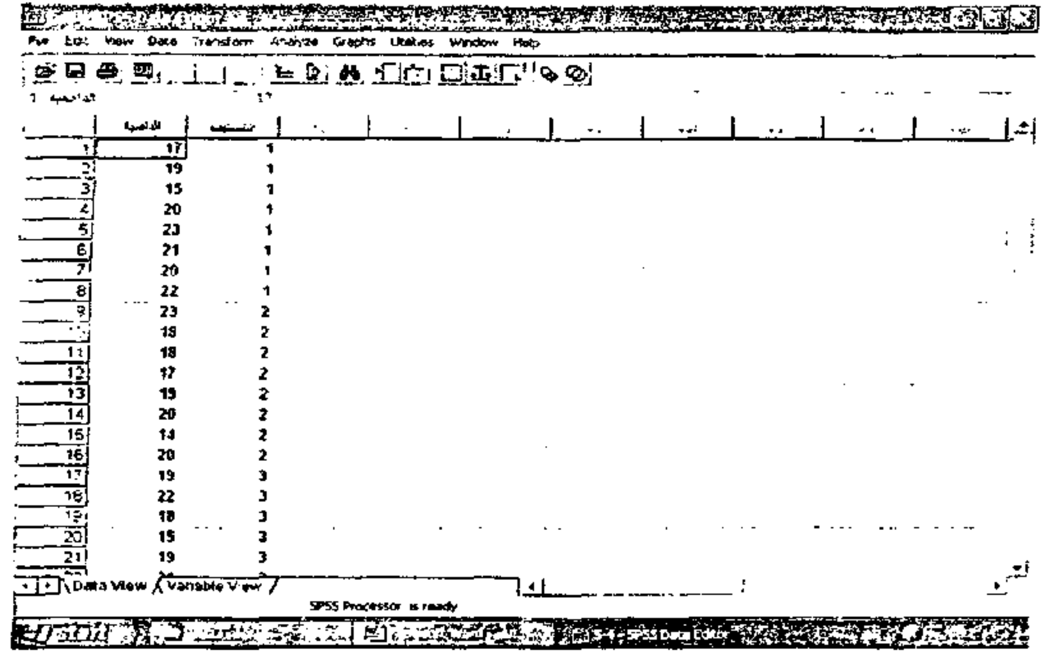
استخدام *SPSS* :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغير المطلوب التعرف على المتوسط الوزنى لبياناتـه و متغير التصنيف المرتبط به ،و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديـد هـذه الخصـائص الموضحة أيضاً بالشاشة :

الاسم	النوع	حجم التغير	المواضع العشرية	بطاقة التغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
الدافعية	رقمى	٨	٠	درجات الدافعية للإنجاز لدى ٢٤ مفحوص بثلاثة مجموعات تجريبية	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج
التصنيف	رقمى	٨	٠	توزيع المفحوصين على المجموعات الثلاث(١ ،مجموعة التحصيل المرتفع)، (٢، مجموعة التحصيل المتوسط)، (٣، مجموعة التحصيل المنخفض)	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج



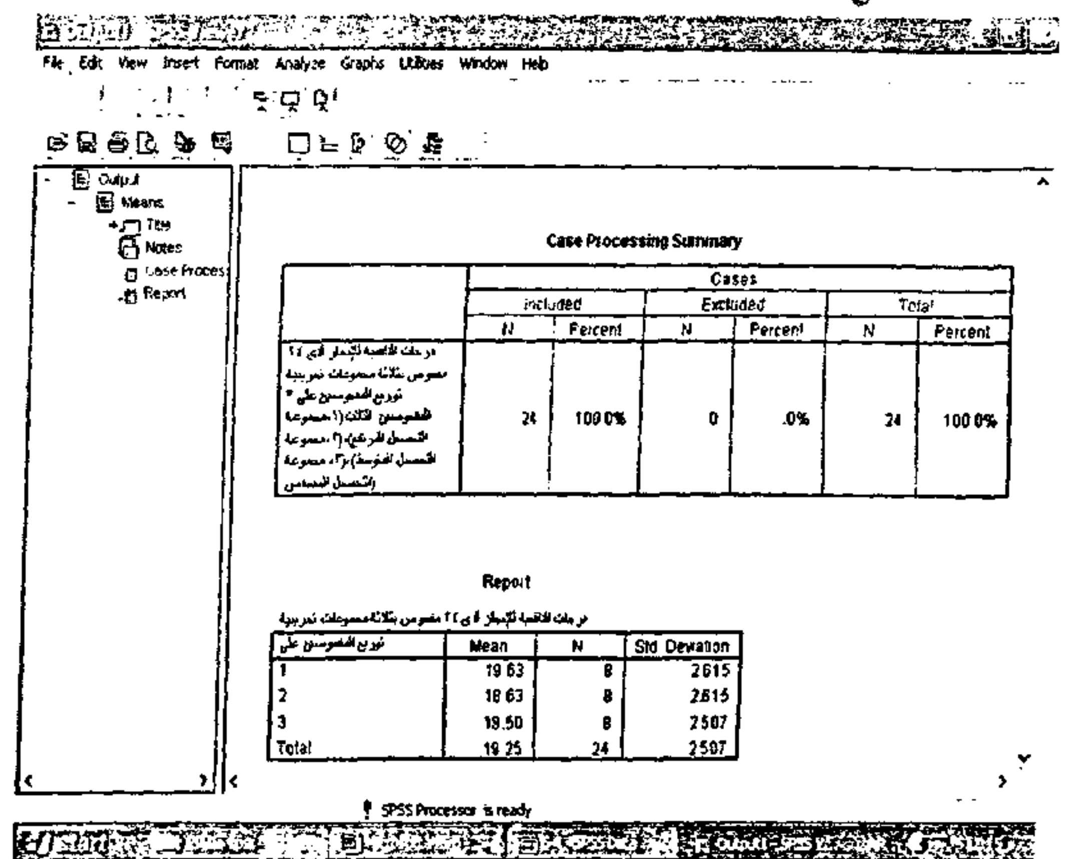
الخطوة الثانية : الانتقال الى شاشة *data view* و تدوين بيانات المتغيرين (الدافعية)، (التصنيف) كما بالشكل:



الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر *analyze* نختار الأمر الفرعي *compare means* و الذى ينسدل منه أمر فرعي اخر ...*means* بالضغط عليه سيظهر مربع حوار ندخل متغير

(الدافعية) في المستطيل المسمى *dependent list* ، و متغير (التصنيف) في المستطيل المسمى *independent list* كما بالشكل :

الخطوة الرابعة : بعد الضغط على الذرار *ok* نحصل على النتيجة الموضحة في شاشة النتائج التالية :



Case Processing Summary

	Cases					
	Included		Excluded		Total	
	N	Percent	N	Percent	N	Percent
درجات الدافعية للإنجاز لدى ٢٤ مفحوص بثلاث مجموعات تجريبية * توزيع المفحوصين على المفحوصين الثلاث(١ مجموعة التحصيل المرتفع)(٢ مجموعة التحصيل المتوسط)(٣ مجموعة التحصيل المنخفض)	24	100 0%	0	.0%	24	100 0%

Report

درجات الدافعية للإنجاز لدى ٢٤ مفحوص بثلاث مجموعات تجريبية

توزيع المفحوصين على	Mean	N	Std Deviation
1	19 63	8	2615
2	18 63	8	2615
3	19.50	8	2507
Total	19 25	24	2507

مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *SPSS* : يلاحظ من الشكل السابق أن قيمة المتوسط العام تساوى ١٩,٢٥ و هى نفس القيمة المتحصل عليها يدوياً .

تدريب
هل يمكن للباحث أن يستفيد من هذه النتيجة فى بحثه

٢-الوسيط:

يعد الوسيط أحد المقاييس التى تستخدم للتعرف على النزعة المركزية أو المستوى العام للبيانات الداخلة فى التوزيع .

و يعرف الوسيط بأنه القيمة التى تقسم البيانات إلى نصفين متساويين بعد ترتيب هذه البيانات سواء تصاعدياً أو تنازلياً، و يلاحظ من هذا التعريف أن الوسيط لا يصلح إلا للبيانات الكمية فقط ، و طريقة حساب الوسيط يدوياً تختلف على حسب حجم البيانات أما الكترونياً فهى واحدة بغض النظر عن حجم البيانات و فيما يلى الطرق المختلفة لحساب الوسيط:

أ- الوسيط فى حالة البيانات الصغيرة جدا .

كيفية حساب الوسيط يختلف على حسب حجم البيانات فلو كان عددها صغير جداً أى أن عددها أقل من أو يساوى ٥ نرتب الأرقام تصاعدياً أو تنازلياً و تكون القيمة الوسطى هى قيمة الوسيط هذا إذا كان عدد البيانات فردى أما إذا كان عددها زوجياً يصبح هناك قيمتان فى المنتصف و تكون قيمة الوسيط هو المتوسط الحسابى لهما.

فمثلاً إذا كان لدينا درجات خمسة تلاميذ فى اختبار للقراءة ذى الدرجة الكلية ٤٠ كالتالى ٣٤ ، ٣٢ ، ٣٧، ٢٠ ، ٢٩ و المطلوب التعرف على الوسيط ؟ فى هذه الحالة سنرتب الأرقام السابقة تصاعدياً كالتالى: ٢٠-٢٩-٣٢-٣٤-٣٧

و بما أن عدد البيانات ٥ أى أن عددها فردى إذاً تكون قيمة الوسيط هى القيمة التى فى المنتصف تماماً ،أى أن الوسيط (و) = ٣٢، أما إذا كان عدد البيانات زوجياً مثل الأرقام ١١ ، ٢٨ ، ١٦ ، ٢٣ ، فإننا بعد ترتيب الأرقام تصاعدياً : ١١-١٦-٢٣-٢٨ نحصل على قيمتين فى المنتصف هما ١٦ ، ٢٣ و يكون الوسيط هو المتوسط الحسابى لهذين

القيمتين أى أن: و = $\frac{16+23}{2}$ =19,5

و واضح طبعاً أن الصغر الشديد لعدد البيانات لا يجعل هناك أدنى حاجة إلى برامج إحصائية عند حساب الوسيط.

ب- حساب الوسيط فى حالة البيانات ذات الحجم الصغير و الكبير(ن >5).

سبق أن قلنا أن البيانات التى عددها أكبر من ٥ يمكن تقسيمها إلى صنفين من البيانات على حسب عدد القيم المختلفة فإما أن تكون البيانات ذات قيم مختلفة قليلة العدد(أقل من أو تساوى ٢٠) ،و إما أن تكون ذات قيم مختلفة كثيرة العدد(أكبر من ٢٠) ، و يمكن معرفة كيفية حساب الوسيط يدوياً و باستخدام *SPSS* فى حالة كل نوع من البيانات كالتالى:

ب-١: البيانات ذات القيم المختلفة قليلة العدد :

مثال(١-١): البيانات التالية تمثل درجات ٣٥ تلميذاً فى اختبار مادة الحساب ذى الدرجة الكلية ٢٠ .

١٧-١١-١٩-١٥-١٢-١٧-١٢-١٣-١٨-١٧-١٦-١٦-١٥-١٤-١٤-١٢-١٢-١٥-١٨-
١٦-١٥-١٤-١٢-١٧-١٢-١٣-١٥-١٤-١٢-١٨-١١-١٧-١٥-١٢-١٨

و المطلوب التعرف على الوسيط ؟

الطريقة اليدوية :

البيانات السابقة تحتوى على قيم مختلفة عددها (٩) و بالتالى فهى قيم مختلفة قليلة العدد ، و لذلك نتبع الخطوات التالية فى حساب الوسيط يدويا :

الخطوة الأولى : جدولة البيانات السابقة فى جدول تكرارى بسيط كالتالى :

الدرجات	ك
١١	٢
١٢	٨
١٣	٢
١٤	٤
١٥	٦
١٦	٣
١٧	٥
١٨	٤
١٩	١
المجموع	٣٥

الخطوة الثانية : إضافة عمود ثالث للعمودين السابقين يمثل ما يسمى بالتكرار المتجمع الصاعد(ك م ص) و هو عبارة عن تجمع للتكرارات عند كل حالة من الدرجات كالتالى:

الدرجات	ك	ك م ص
١١	٢	٢
١٢	٨	١٠
١٣	٢	١٢
١٤	٤	١٦
١٥	٦	٢٢
١٦	٣	٢٥
١٧	٥	٣٠
١٨	٤	٣٤
١٩	١	٣٥
المجموع	٣٥	

حيث ك م ص ترمز للتكرار المتجمع الصاعد و فى هذا العمود نلاحظ أن التكرارات تتجمع عن كل حالة للدرجات و هى تعنى تربوياً عدد الأفراد الذين حصلوا على الدرجة المعينة أو أقل منها فمثلاً الدرجة ١٦ تقابل تكرار متجمع صاعد ٢٥ و هى تعنى أن عدد التلاميذ الذين حصلوا على درجة تساوى ١٦ أو أقل منها ٢٥ تلميذاً و هكذا .

الخطوة الثالثة : تطبيق القانون :

$$\text{و} = \text{الحد الأدنى الحقيقى للدرجة الوسيطية} + \frac{\text{ترتيب الوسيط} - \text{ك م ص ق و}}{\text{تكرار الدرجة الوسيطية}} \quad ......(٥-٨)$$

حيث (ك م ص ق و) ترمز إلى التكرار المتجمع الصاعد (ك م ص) للدرجة قبل الوسيطية (ق و) ، أما الحد الأدنى الحقيقى لأى درجة فهو عبارة عن حاصل طرح الدرجة من ٠,٥ ، أما حدها الأعلى فيتم إضافة ٠,٥ للدرجة فمثلاً الدرجة ١٦ نجد أن حدها الأدنى الحقيقى يساوى ١٥,٥ أما حدها الأعلى فيساوى ١٦,٥

و لكن ما هى الدرجة الوسيطية ؟

هى الدرجة التى يدخل الوسيط ضمن نطاق حديها الأدنى و الأعلى الحقيقيين ، بمعنى أنه لو كانت الدرجة الوسيطية هى الدرجة ١٦ نجد أن الوسيط محصور بين ١٥,٥ و ١٦,٥

و لكن كيف يمكن تحديد الدرجة الوسيطية ؟

لتحديد الدرجة الوسيطية نتعرف أولاً على ترتيب الوسيط كالتالى:

ترتيب الوسيط= $\frac{ن}{٢}$ = $\frac{٣٥}{٢}$ = ١٧,٥، و حيث أن الترتيب لا بد و أن يكون رقم صحيح ، لذا نقرب هذا الرقم ليصبح (١٨) ، ثم نبحث فى أرقام التكرار المتجمع الصاعد عن رقمين متتاليين يقع ترتيب الوسيط بينهما فنجد الرقمين ١٦ و ٢٢ ، و تكون الدرجة الوسيطية هى الدرجة ذات التكرار المتجمع الصاعد الأكبر أى الدرجة القابلة للتكرار المتجمع الصاعد ٢٢ و هى الدرجة ١٥ .

ثم نطبق القانون كالتالى:

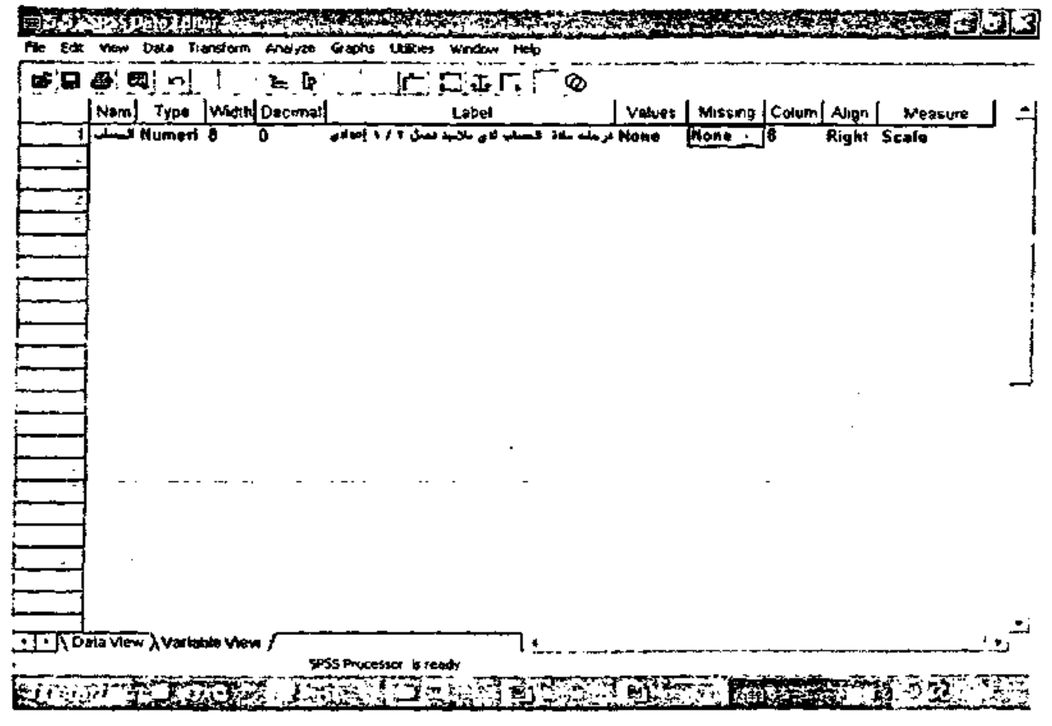
و=١٤,٥+ $\frac{١٨-١٦}{٦}$ = ١٤,٥ + $\frac{٢}{٦}$ =١٤,٥+٠,٣٣٣=١٤,٨٣

و من ثم تكون قيمة الوسيط= ١٤,٨٣

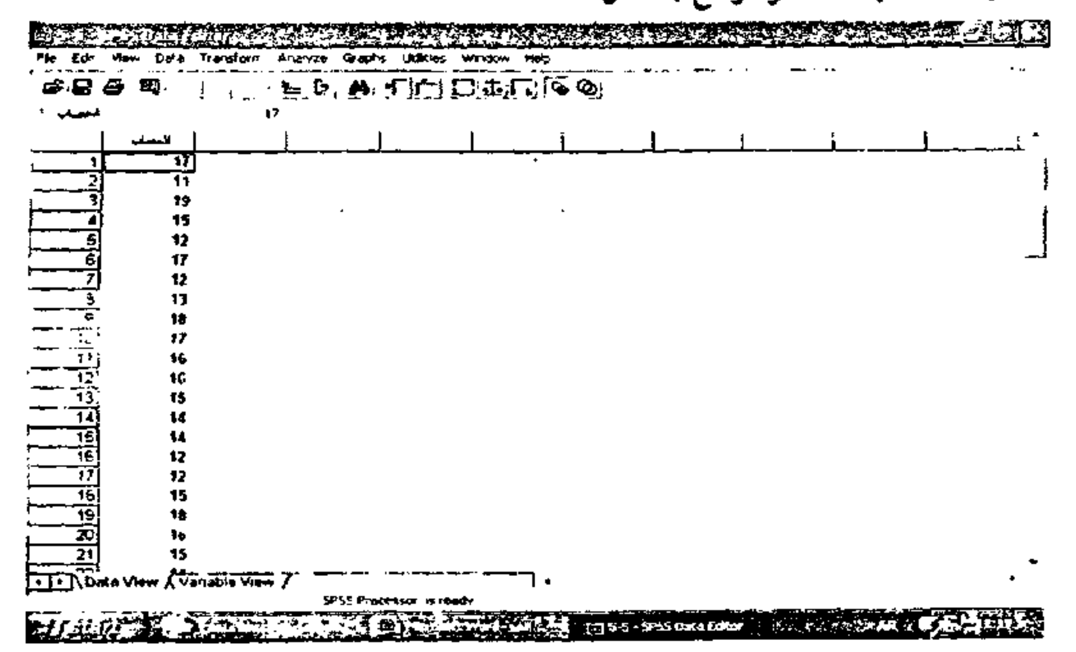
استخدام *SPSS*

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغير المطلوب التعرف على وسيط بياناته ،و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص الموضحة أيضاً بالشاشة :

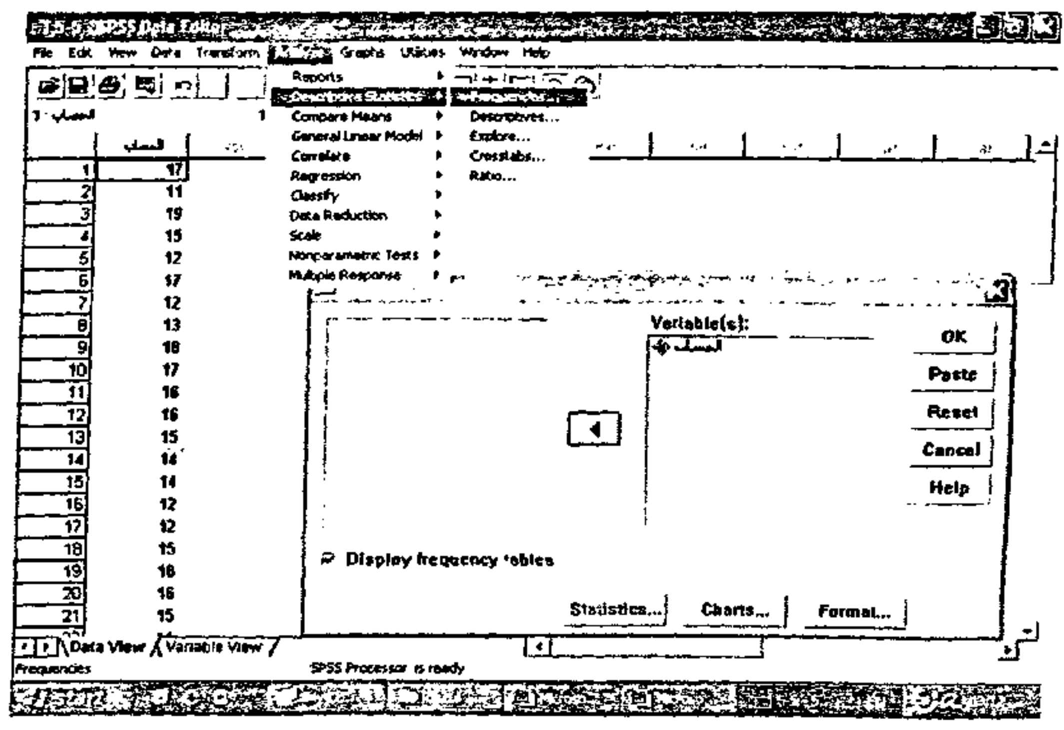
الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
الحساب	رقمى	٨	لايوجد	درجات مادة الحساب لدى تلاميذ فصل١/٢ إعدادى بمدرسة الصفوة	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج



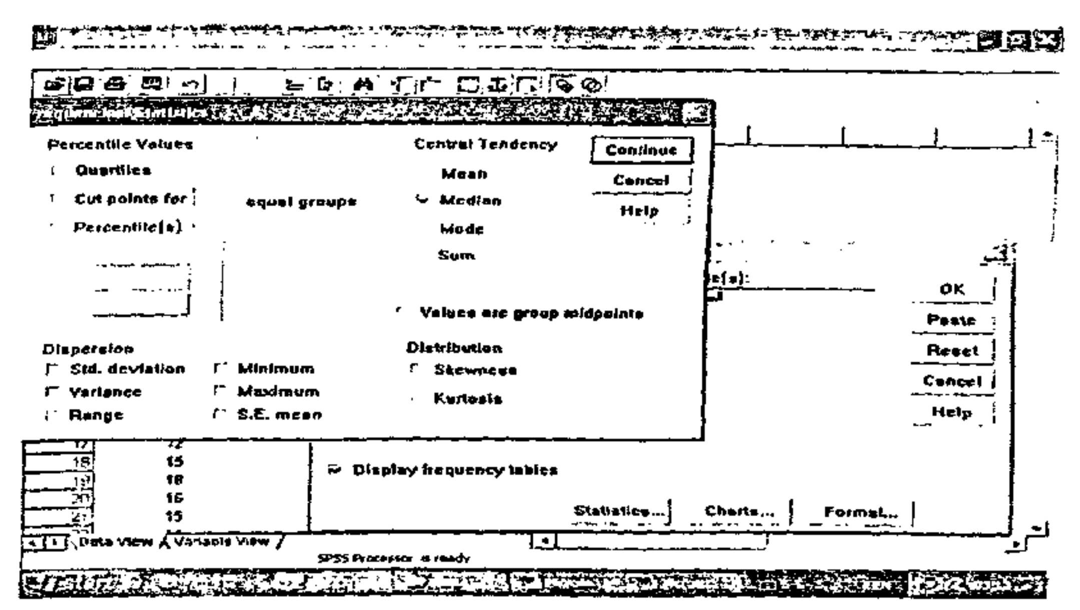
الخطوة الثانية الانتقال إلى شاشة *data view* ، ثم كتابة البيانات الإحصائية في العمود الخاص "الحساب" كما هو موضح بالشكل:



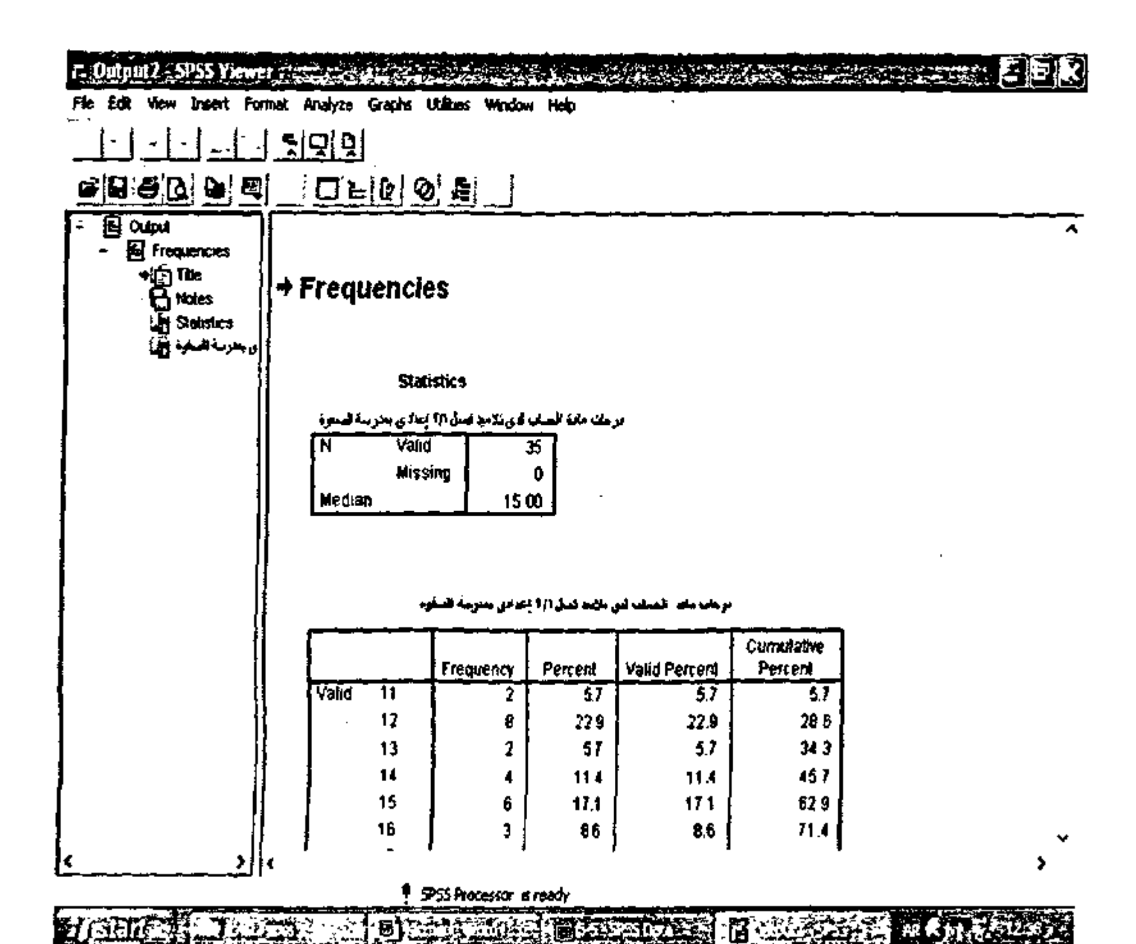
الخطوة الثالثة من سطر الأوامر *analyze* نختار الأمر *descriptive statistics* ثم الأمر الفرعي *frequencies* سيظهر مربع حوار ندرج متغير البيانات " الحساب" إلى المربع المجاور و المسمى *variable(s)* كما بالشكل :



الخطوة الرابعة: بعد الضغط على الذرار *statistics* سيظهر مربع حوار، نتأكد من اختيار الإحصاءة *median* بمعنى الوسيط ،و ذلك بالضغط بالماوس أمامها كما بالشكل:



الخطوة الخامسة: نضغط على الذرار *continue* سيختفى مربع الحوار الفرعى و يظل مربع الحوار الأساسى موجوداً ثم يتم الضغط على الذرار *ok* لنحصل على الوسيط للبيانات كما بالشكل التالى:



Frequencies

Statistics

N	Valid	35
	Missing	0
Median		15.00

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	11	2	5.7	5.7	5.7
	12	8	22.9	22.9	28.6
	13	2	5.7	5.7	34.3
	14	4	11.4	11.4	45.7
	15	6	17.1	17.1	62.9
	16	3	8.6	8.6	71.4

مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *SPSS* : يلاحظ من الشكل السابق أن قيمة الوسيط تساوى ١٥ و هي قيمة قريبة جداً من القيمة المتحصل عليها يدوياً (١٤,٨٣) .

التفسير التربوى للقيمة المتحصل عليها : تشير النتيجة إلى أن وسيط الدرجات يساوى (١٥) بما يعنى أن المستوى العام لتلاميذ الفصل في مادة الحساب = ١٥ و هو مستوى إلى حد ما جيد ، و لكن ينبغي تنميته و تحسينه في الشهور التالية .

ب-٢: البيانات ذات القيم المختلفة كثيرة العدد :

مثال (٦-١١): أجرى باحث اختباراً يقيس القدرة الابتكارية ذى الدرجة الكلية ١٠٠ على عينة من طلاب المرحلة الثانوية بلغ قوامها ٣٤ طالباً و كانت الدرجات موزعة كالتالى و المطلوب التعرف على الوسيط ؟

٨٠-٧٢-٦٦-٩٢-٥٥-٧٦-٧٥-٨٨-٦٢-٧٤-٨٢-٦٤-٨١-٩٥-٧٩-٨٧-٥٤-٧٠-٧٩-٨٥-
٩٦-٥٨-٥٨-٦٤-٧٢-٨٠-٧٢-٥٥-٧٦-٨٠-٧٩-٧٠-٦٠-٦٥

الطريقة اليدوية :

بتفحص عدد القيم المختلفة فى البيانات السابقة نجد أن عددها (٢٣) أى أكبر من ٢٠ قيمة ،و بالتالى فلكى نتعامل معها إحصائياً لحساب الوسيط يتم تنظيمها فى جدول تكرارى مبوب للفئات طبقاً للخطوات التالية :

الخطوة الأولى : جدولة البيانات السابقة فى جدول تكرارى مبوب كالتالى:

الفئات	التكرار
٥٤-٥٨	٥
٥٩-٦٣	٢
٦٤-٦٨	٤
٦٩-٧٣	٥
٧٤-٧٨	٤
٧٩-٨٣	٨
٨٤-٨٨	٣
٨٩-٩٣	١
٩٤-٩٨	٢
المجموع	٣٤

الخطوة الثانية . إضافة عمود ثالث للعمودين السابقين يمثل ما يسمى بالتكرار المتجمع الصاعد و هو عبارة عن تجمع للتكرارات عند كل فئة كالتالى:

الفئات	ك	ك م ص
٥٤-٥٨	٥	٥
٥٩-٦٣	٢	٧
٦٤-٦٨	٤	١١
٦٩-٧٣	٥	١٦
٧٤-٧٨	٤	٢٠
٧٩-٨٣	٨	٢٨
٨٤-٨٨	٣	٣١
٨٩-٩٣	١	٣٢
٩٤-٩٨	٢	٣٤
المجموع	٣٤	

و التكرار المتجمع الصاعد لأى فئة يعني عدد الأفراد الذين حصلوا على درجات أقل من أو تساوى الحد الأعلى لهذه الفئة ، فمثلاً معنى أن التكرار المتجمع الصاعد للفئة ٤٠-٤٢ هو ٣٣ أن عدد الطلاب الذين حصلوا على درجة أقل من أو يساوى ٤٢ هم ٣٣ طالباً .

الخطوة الثالثة : **تطبيق القانون** :

$$\text{و} = \text{الحد الأدنى الحقيقي للفئة الوسيطية} + [\text{ف} \times \frac{\text{ترتيب الوسيط} - \text{ك م ص ق و}}{\text{تكرار الفئة الوسيطية}}] \ldots\ldots (٥-٩)$$

حيث ف هي سعة الفئة = ٥، و لكن ما هي الفئة الوسيطية ؟

إذا كانت الدرجة الوسيطية هي الدرجة التي يدخل الوسيط ضمن نطاق حديها الأدنى و الأعلى الحقيقيين، فان الفئة الوسيطية هى الفئة التى يدخل الوسيط ضمن نطاق حديها الأدنى و الأعلى الحقيقيين فمثلا إذا كانت الفئة الوسيطية هي الفئة ٦-٩ فإننا نخلص من ذلك أن قيمة الوسيط محصورة بين ٥,٥ كحد أدنى حقيقى ،و ٩,٥ كحد أعلى حقيقي للفئة الوسيطية .و لكن كيف يمكن تحديد الفئة الوسيطية ؟

لتحديد الفئة الوسيطية نتعرف أولا على ترتيب الوسيط كالتالى:

$$\text{ترتيب الوسيط} = \frac{\text{ن}}{٢} = \frac{٣٤}{٢} = ١٧$$

ثم نبحث في أرقام التكرار المتجمع الصاعد عن رقمين متتاليين يقع ترتيب الوسيط بينهما فنجد الرقمين ١٦ و ٢٠، و تكون الفئة الوسيطية هى الفئة ذات التكرار المتجمع الصاعد الأكبر أى الفئة القابلة للتكرار المتجمع الصاعد ٢٠ و هى الفئة ٧٤-٧٨ ، و من ثم نخلص من ذلك مبدئياً أن قيمة الوسيط محصورة بين ٧٣,٥ و ٧٨,٥ .

ثم نطبق القانون كالتالى:

$$\text{و} = ٧٣,٥ + [٥ \times \frac{١٧-١٦}{٤}] = ٧٤,٧٥$$ و هى قيمة الوسيط

ملاحظة

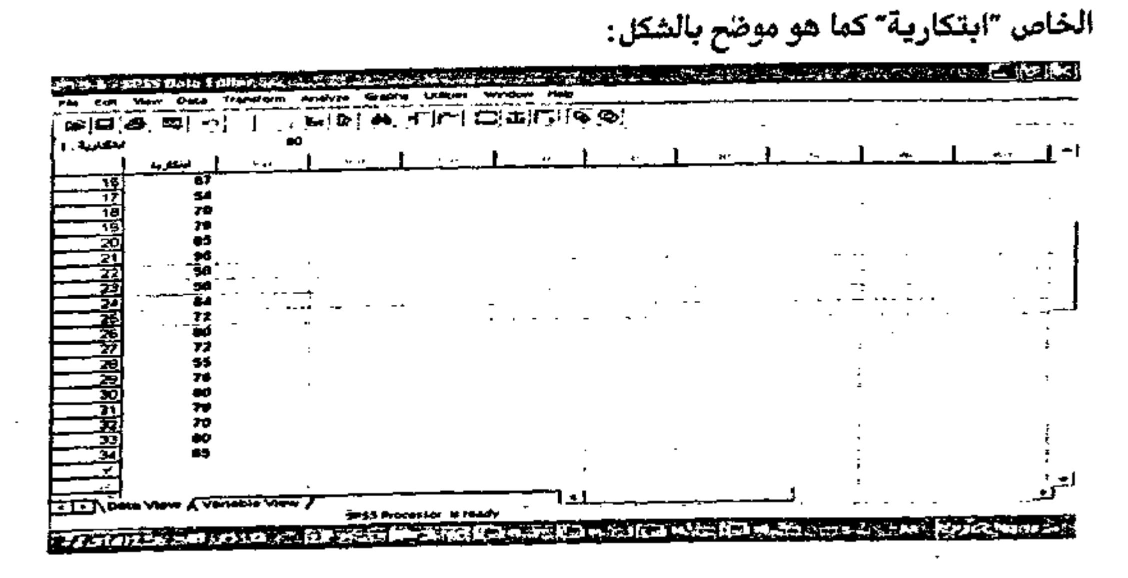
يمكن استخدام ما يسمى التكرار المتجمع الهابط بدلاً من التكرار المتجمع الصاعد فى حساب الوسيط و سنصل إلى نفس النتيجة ، و للاستزادة فى هذا الموضوع يمكن الإطلاع على العديد من المصادر البحثية منها(صلاح الدين علام ،٢٠٠٠، ١٣٢ ؛ السيد محمد خيرى ،١٩٩٩ ، ٥٣)، و يمكن تطبيق ذلك أيضاً على البيانات ذات القيم المختلفة قليلة العدد مع استبدال الفئة الوسيطية بالدرجة الوسيطية .

استخدام *SPSS* :

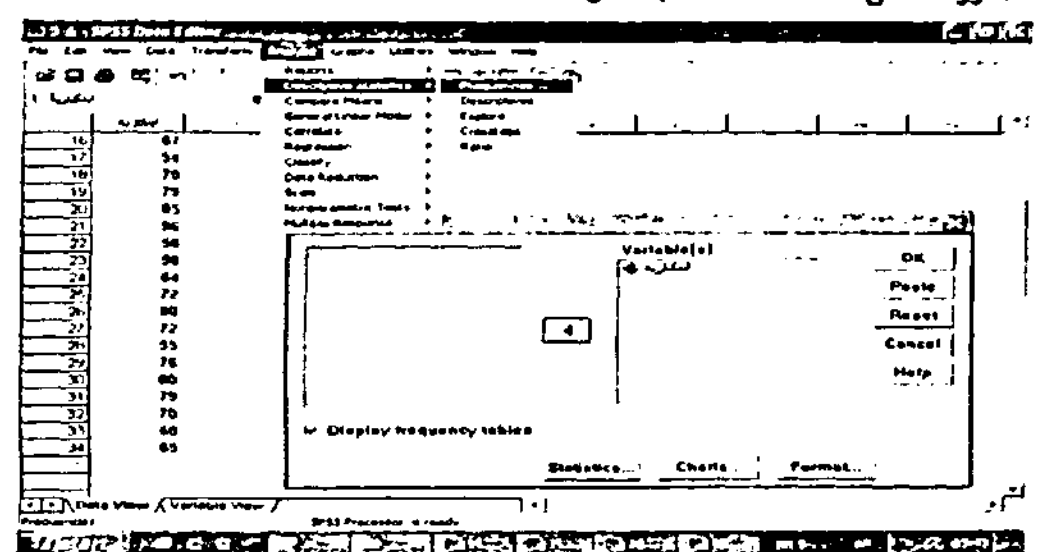
الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغير المطلوب التعرف على وسيط بياناته ،و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص و الموضحة أيضاً بالشاشة :

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
ابتكارية	رقمي	٨	لايوجد	درجات القدرة الابتكارية لدى ٣٤ طالب ثانوى بمدرسة الشهيد	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج

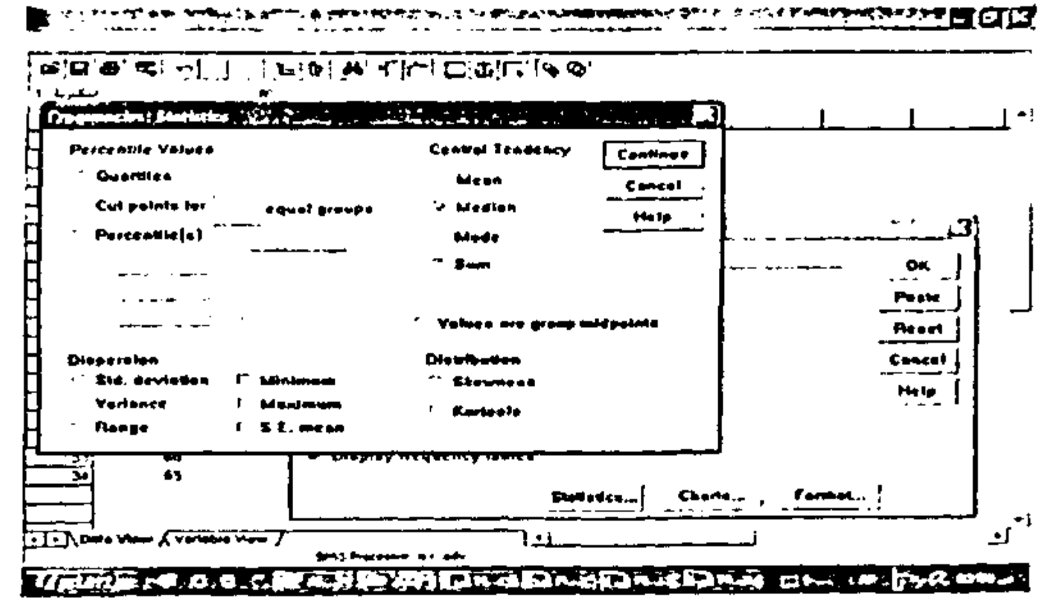
الخطوة الثانية : الانتقال إلى شاشة*data view* ، ثم كتابة البيانات الإحصائية فى العمود الخاص "ابتكارية" كما هو موضح بالشكل:



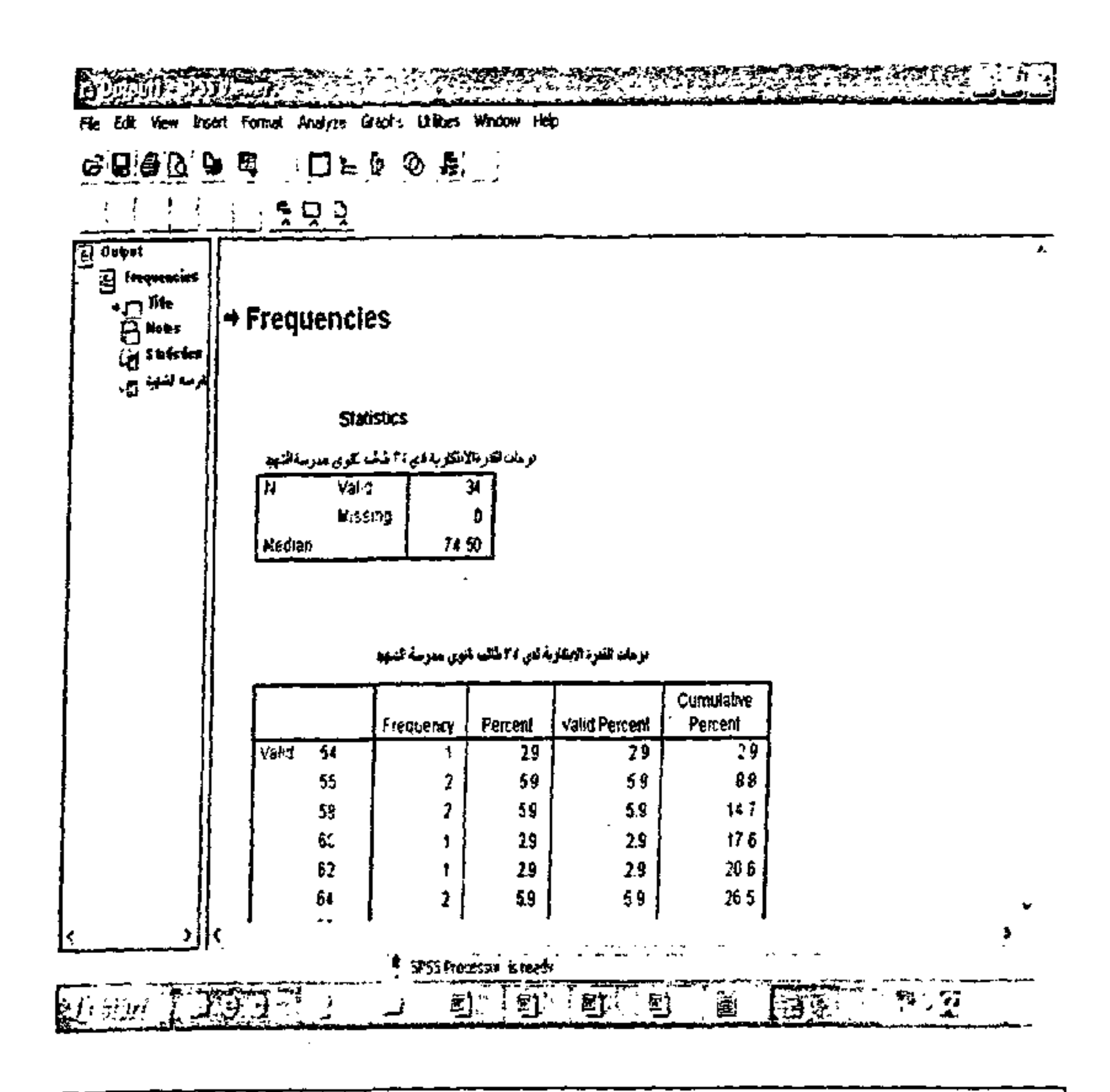
الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر *analyze* نختار الأمر *descriptive statistics* ثم الأمر الفرعي *frequencies* سيظهر مربع حوار ندرج متغير البيانات " ابتكارية" إلى المربع المجاور المسمى *variable(s)* كما بالشكل :



الخطوة الرابعة : بعد الضغط على الذرار *statistics* سيظهر مربع حوار، نتأكد من اختيار الإحصاءة *median* بمعنى الوسيط و ذلك بالضغط بالماوس أمامها كما بالشكل:



الخطوة الخامسة: نضغط على الذرار *continue* سيختفي مربع الحوار الفرعي و يظل مربع الحوار الأصلي موجوداً ،و بعد الضغط على الذرار *ok* نحصل على الوسيط للبيانات كما بالشكل التالي:



→ Frequencies

Statistics

N	Valid	34
	Missing	0
Median		74.50

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	54	1	2.9	2.9	2.9
	55	2	5.9	5.9	8.8
	58	2	5.9	5.9	14.7
	60	1	2.9	2.9	17.6
	62	1	2.9	2.9	20.6
	64	2	5.9	5.9	26.5

تدريب

قارن بين الطريقة اليدوية و طريقة *SPSS* ، ثم فسر القيمة المتحصل عليها تربوياً

٣- المنوال :

المنوال يعنى لغوياً الشائع و هو يعنى إحصائياً البيان الذى يشيع تكراره فى التوزيع أى البيان الذى يتكرر أكثر من غيره ، و إذا كان المتوسط الحسابى و الوسيط لا يمكن حسابهما إلا على البيانات الكمية فقط فان المنوال يمكن التعرف عليه سواء كانت البيانات كيفية أو كمية و يمكن اتخاذ المنوال كتقدير سريع للنزعة المركزية إلا أنه يعاب عليه عدم دقته فى الوصول إلى نقطة مركزية تعبر بالفعل عن المستوى العام ، و فيما يلى كيفية حساب المنوال:

أ- المنوال فى حالة البيانات الكيفية :

يتم التعرف على المنوال فى حالة البيانات الكيفية بتفحص البيانات و معرفة البيان الذى حظى بأكبر تكرار و الذى يكون فى هذه الحالة المنوال :

مثال (٦-١) : قام باحث بالتعرف على تقديرات ٣٢ طالب فى مادة الإحصاء التربوى و كانت تقديراتهم كالتالى :

جيد-جيد-مقبول-جيد-مقبول-جيد جداً-مقبول-ضعيف-جيد-جيد جداً-مقبول-جيد-مقبول-جيد-جيد جداً-ممتاز-جيد-جيد-جيد جداً -مقبول-جيد-جيد-جيد جداً -مقبول-ممتاز-ضعيف-مقبول-جيد -جيد-مقبول-جيد-جيد جداً

و المطلوب التعرف على المنوال:

الطريقة اليدوية :

الخطوة الأولى : *جدولة البيانات السابقة في جدول تكرارى بسيط كالتالى:*

البيان	التكرار
ضعيف	٢
مقبول	٩
جيد	١٣
جيد جداً	٦
ممتاز	٢
المجموع	٣٢

تدريب توصل إلى هذه الجدول بنفسك

الخطوة الثانية .يتم تفحص الجدول السابق و استخراج البيان الذى حظى بأكبر تكرار فنجد أن البيان جيد تكرر أكثر من غيره (١٣ مرة)، لذا فانه يعد منوالاً للتوزيع السابق و من ثم يمكن اتخاذ التقدير جيد للتعبير عن المستوى العام للمجموعة السابقة.

استخدام SPSS :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغير المطلوب التعرف على منوال بياناته ،و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص و الموضحة أيضاً بالشاشة :

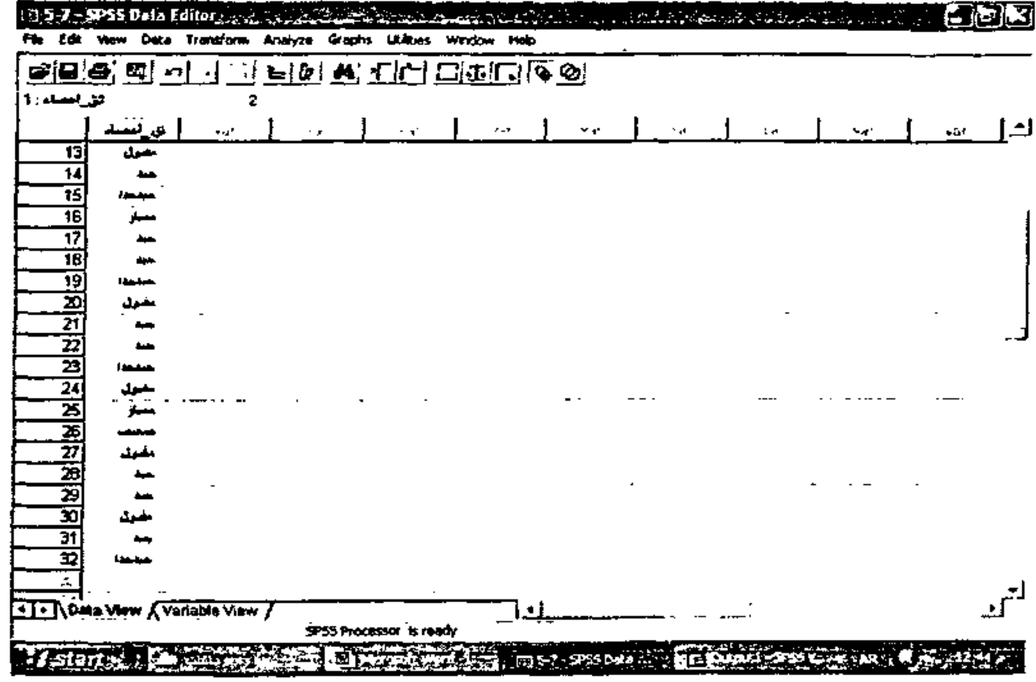
الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
تق_احصاء	نوعى	٨	لايوجد	تقديرات الإحصاء التربوى لدى ٣٢ طالب بالفرقة الثانية عام رياضيات بتربية بقنا جامعة جنوب الوادى ٢٠٠٧	(٠، ضعيف)، (١، مقبول)، (٢،جيد)، (٣، جيد جدا)، (٤، ممتاز)	لا يوجد	٨	يمين	متدرج

	Name	Type	Width	Decim	Label	Values	Missing	Colum	Align	Measu
1	تق_احصاء	String	8	0	تقديرات الاحصاء التربوى لدى ٣٢ طالب بالفرقة ...	{0, ضعيف}...	None	8	Right	Nominal

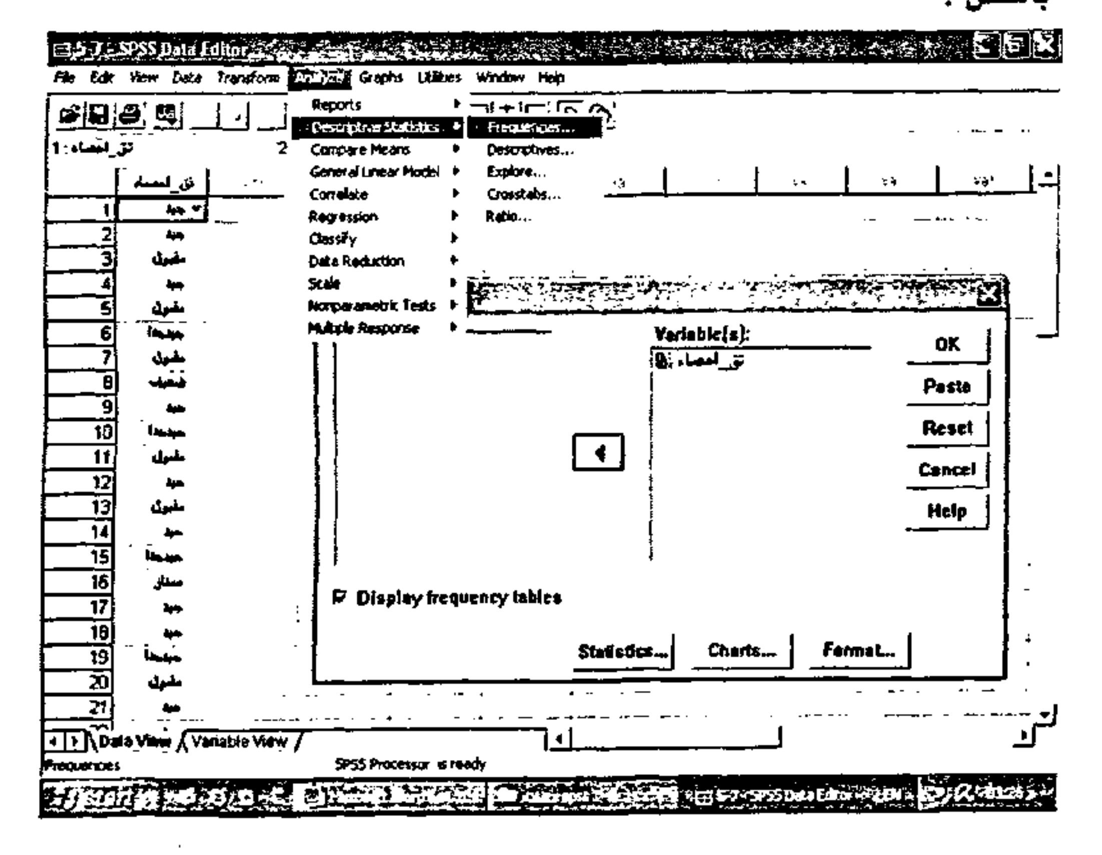
Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

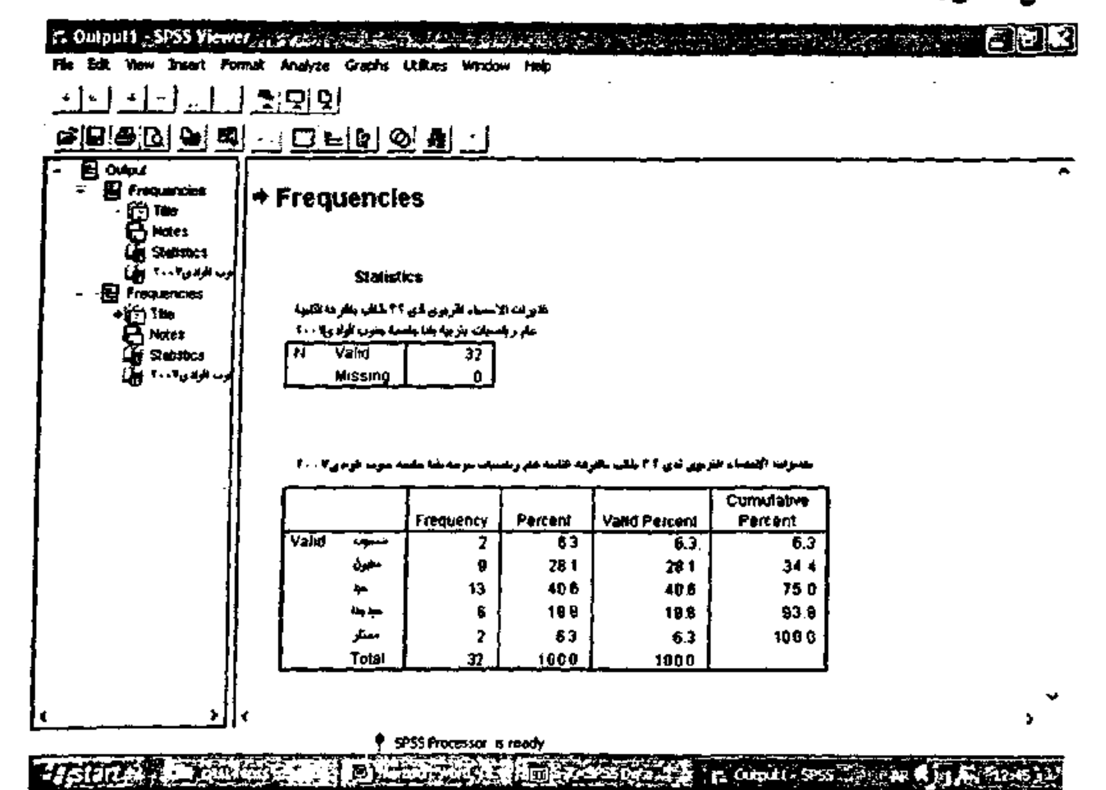
الخطوة الثانية : الانتقال إلى شاشة*data view* ، ثم كتابة البيانات الإحصائية في العمود الخاص "تق_احصاء" كما هو موضح بالشكل:



الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر *analyze* نختار الأمر *descriptive statistics* ثم الأمر الفرعي *frequencies* سيظهر مربع حوار ندرج متغير البيانات " تـق_احصـاء" إلى المربع المجاور المسمى *variable(s)*، و نتأكد من تحديد الاختيار *display frequency tables* كما بالشكل :



الخطوة الرابعة :فى الشكل السابق نضغط على الذرار *ok* لنحصل على النتائج الموضحة فى الشكل التالى:



Statistics

N	Valid	32
	Missing	0

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	ضعيف	2	6.3	6.3	6.3
	مقبول	9	28.1	28.1	34.4
	جيد	13	40.6	40.6	75.0
	جيد جدا	6	18.8	18.8	93.8
	ممتاز	2	6.3	6.3	100.0
	Total	32	100.0	100.0	

مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *SPSS* : الشكل السابق يوضح البيان الذى حصل على أكبر تكرار(١٣) و هو البيان " جيد" لذا يعد هذا البيان منوالاً و هو ما حصلنا عليه بالطريقة اليدوية.

و بالرغم من أن طريقة *SPSS* فى حالة البيانات الكيفية لا تعطى منوالاً مباشراً مثلها مثل الطريقة اليدوية إلا أنها فى حالة البيانات الكمية كما سيلى شرحه إن شاء الله ستعطى منوالاً مباشراً.

تفسير القيمة المتحصل عليها تربوياً : تشير النتيجة إلى أن المنوال هو "جيد" أى أن التقدير الذى تكرر بصورة كبيرة فى تقديرات مادة الإحصاء التربوى هو التقدير جيد ، و هنا يكون هدف المعلم التالى هو رفع مستوى المنوال من جيد إلى جيد جداً أو ممتاز ، باستخدام أساليب التعزيز و النمذجة و غيرها من الأساليب التى يمكن أن يتبعها المعلم .

ب- المنوال فى حالة البيانات الكمية:

سبق القول أن هناك نوعان من البيانات الكمية و هى بيانات كمية ذات قيم مختلفة قليلة العدد و بيانات كمية ذات قيم مختلفة كثيرة العدد ، و فيما يلى معرفة كيفية حساب المنوال يدوياً و باستخدام *SPSS* فى كل نوع من البيانات :

ب-١: المنوال فى حالة البيانات ذات القيم المختلفة قليلة العدد :

مثال (٩-١): البيانات التالية تمثل درجات ٣٥ تلميذاً فى اختبار مادة الحساب ذى الدرجة الكلية ٢٠ و المطلوب التعرف على المنوال؟

١٧-١١-١٩-١٥-١٢-١٧-١٢-١٣-١٨-١٧-١٦-١٦-١٥-١٤-١٤-١٢-١٢-١٥-١٨-
١٦-١٥-١٤-١٢-١٧-١٢-١٣-١٥-١٤-١٢-١٨-١١-١٧-١٥-١٢-١٨

الطريقة اليدوية :

البيانات السابقة تحتوى على (٩) قيم مختلفة أى أن عدد القيم المختلفة أقل من ٢٠ ،و من ثم فلكى نتعامل معها إحصائياً لحساب المنوال يتم تنظيمها فى جدول تكرارى بسيط للدرجات وفقاً للخطوات التالية :

الخطوة الأولى : جدولة البيانات السابقة فى جدول تكرارى بسيط كالتالى :

الدرجات	ك
١١	٢
١٢	٨
١٣	٢
١٤	٤
١٥	٦
١٦	٣
١٧	٥
١٨	٤
١٩	١
المجموع	**٣٥**

تدريب
أثبت الجدول السابق

الخطوة الثانية : تفحص الجدول السابق للتعرف على الدرجة القابلة لأكبر تكرار و هى الدرجة ١٢ و التى تعد فى هذه الحالة منوالاً.

استخدام *SPSS* :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغير المطلوب التعرف على وسيط بياناته ،و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص و الموضحة أيضاً بالشاشة :

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
الحساب	رقمى	٨	لايوجد	درجات مادة الحساب لدى تلاميذ فصل ١/٢ إعدادى بمدرسة الصفوة	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج

SPSS Data Editor

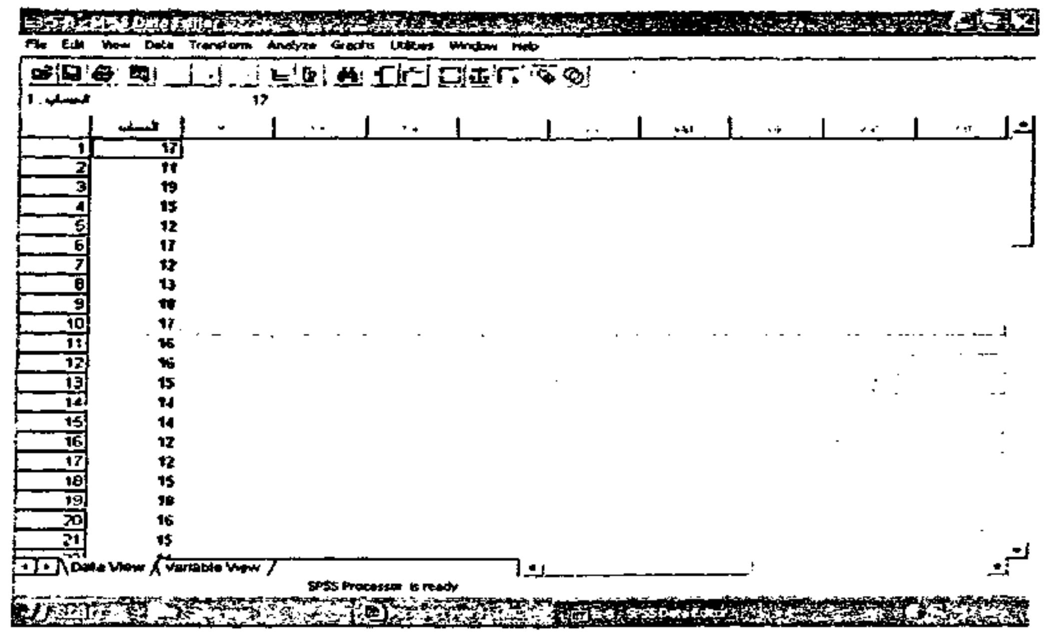
File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

	Name	Type	Width	Dec	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure
1	الحساب	Numeric	8	0	درجات مادة الحساب لدى تلاميذ فصل ٢ / ١	None	None	8	Right	Scale

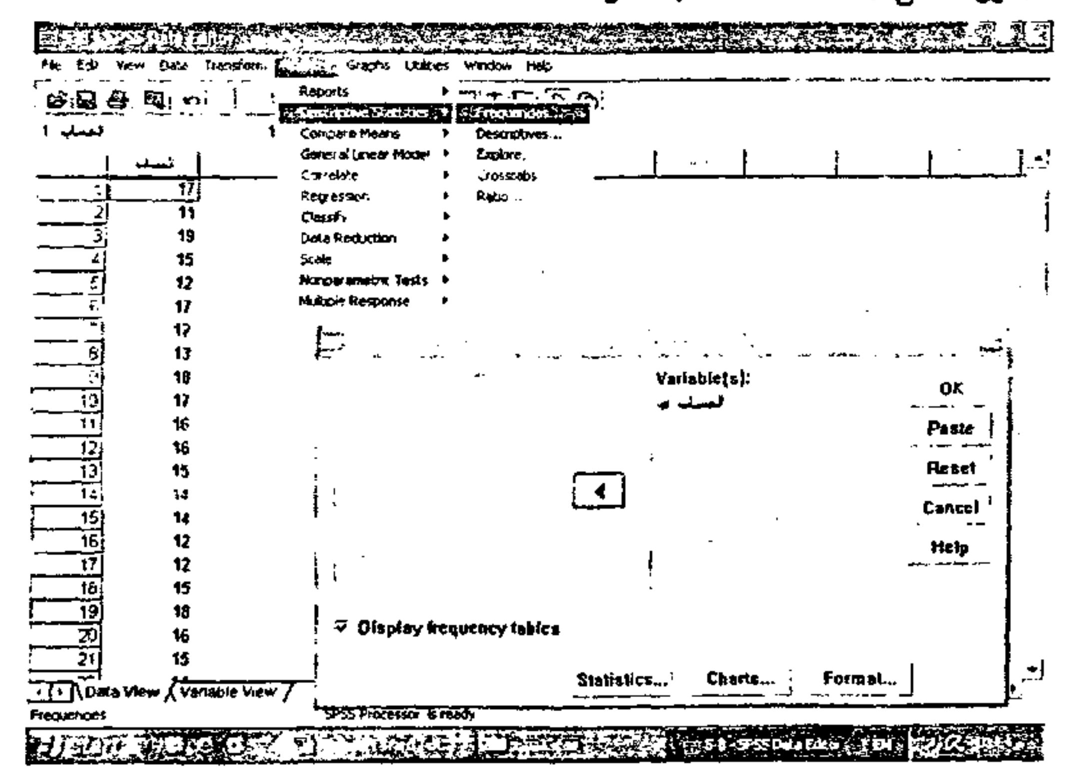
Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

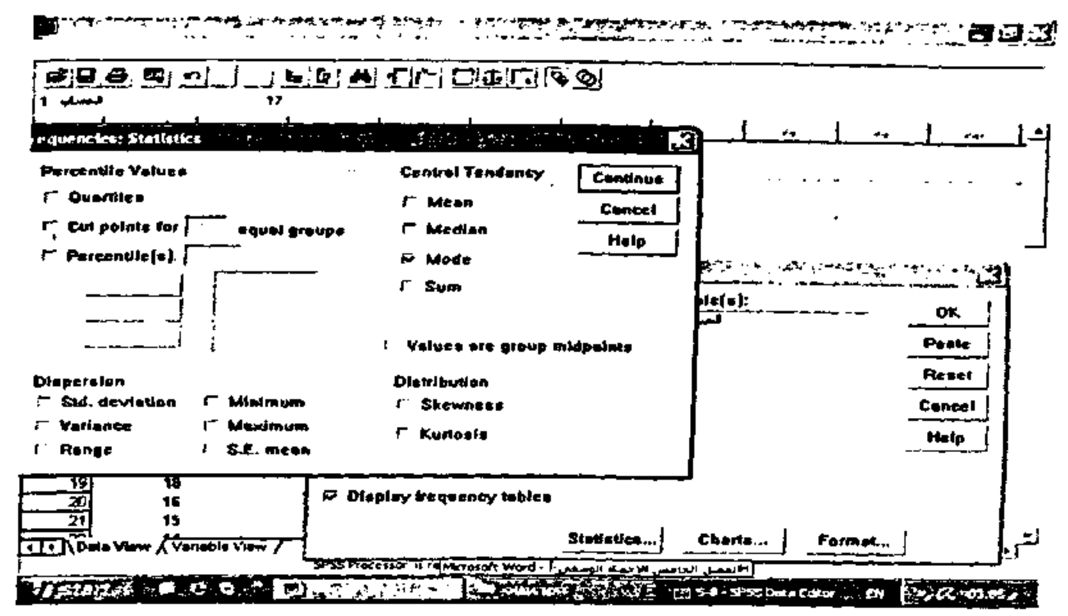
الخطوة الثانية : الانتقال إلى شاشة *data view* ، ثم كتابة البيانات الإحصائية فى العمود الخاص "الحساب" كما هو موضح بالشكل:



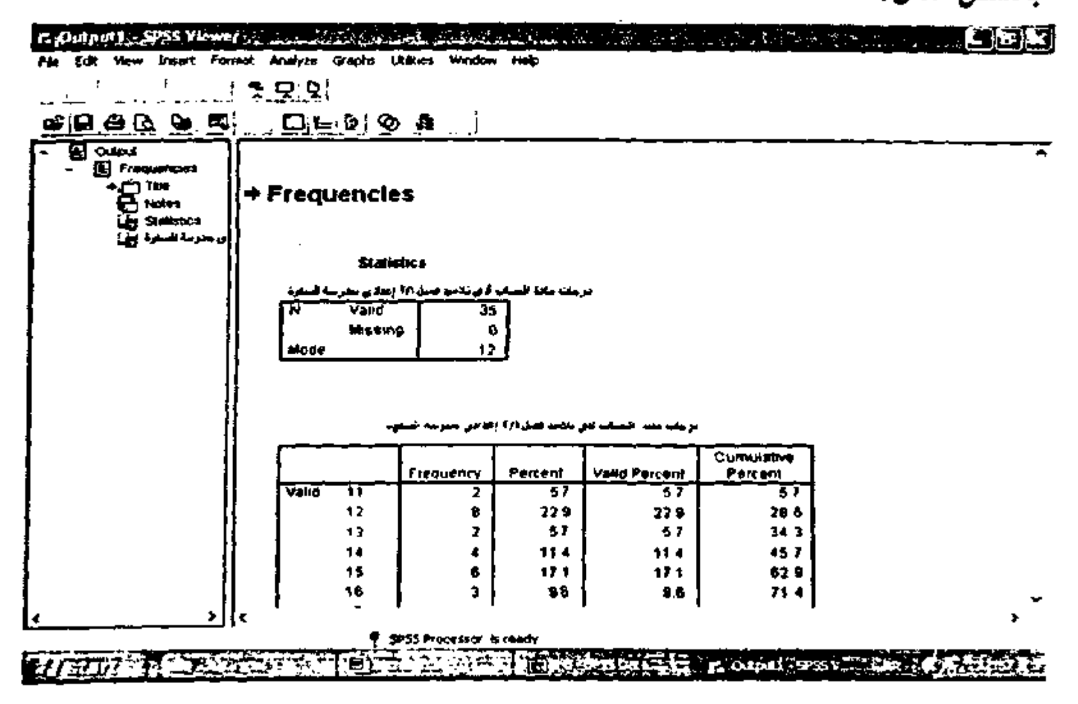
الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر *analyze* نختار الأمر *descriptive statistics* ثم الأمر الفرعي *frequencies* سيظهر مربع حوار ندرج متغير البيانات "الحساب" إلى المربع المجاور المسمى *variable(s)* كما بالشكل :



الخطوة الرابعة :بعد الضغط على الذرار *statistics* سيظهر مربع حوار، نتأكد من اختيار الإحصاءة *mode* بمعنى المنوال و ذلك بالضغط بالماوس أمامها كما بالشكل:



الخطوة الخامسة: نضغط على الذرار *continue* سيختفي مربع الحوار الفرعي و يظل مربع الحوار الأصلي موجوداً و بعد الضغط على الذرار *ok* نحصل على المنوال للبيانات كما بالشكل التالي:



		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	11	2	5.7	5.7	5.7
	12	8	22.9	22.9	28.6
	13	2	5.7	5.7	34.3
	14	4	11.4	11.4	45.7
	15	6	17.1	17.1	62.9
	16	3	8.6	8.6	71.4

تدريب

قارن بين الطريقة اليدوية و طريقة *SPSS* و فسر القيمة المتحصل عليها تربوياً

ب-٢: المنوال فى حالة البيانات ذات القيم المختلفة كثيرة العدد :

مثال (١١-٩): أجرى باحث اختباراً يقيس القدرة الابتكارية ذى الدرجة الكلية ٥٠ على عينة من طلاب المرحلة الثانوية بلغ قوامها ٣٩ طالباً و كانت الدرجات موزعة كالتالى و المطلوب التعرف على المنوال ؟

٣٣-٢٧-٤٢-٣٠-٤٢-٤٠-٤٥-٣٥-٣٦-٢٥-٤٨-٣٧-٤٤-٣٥-٣٩-٤٣-٢٩-٣٧-٤٢-
٣٨-٢١-٣٠-٣٥-٣١-٢٦-٣٨-٣٧-٤٩-٣٤-٣٥-٢٨-٢٢-٣٩-٢٩-٣٠-٣٤-٢٠-٣٨-
٣٧

الطريقة اليدوية :

البيانات السابقة تحتوى على ٢٤ قيمة مختلفة و بالتالى عدد القيم المختلفة كبير لأنه أكبر من ٢٠ ،و من ثم فلكى نتعامل معها إحصائياً لحساب المنوال يتم تنظيمها فى جدول تكرارى مبوب للفئات طبقاً للخطوات التالية :

الخطوة الأولى : جدولة البيانات السابقة فى جدول تكرارى مبوب كالتالى:

الدرجات	ك
٢٠-٢٢	٣
٢٣-٢٥	١
٢٦-٢٨	٣
٢٩-٣١	٦
٣٢-٣٤	٣
٣٥-٣٧	٩
٣٨-٤٠	٦
٤١-٤٣	٤
٤٤-٤٦	٢
٤٧-٤٩	٢
المجموع	٣٩

تدريب

أثبت الجدول السابق

الخطوة الثانية : يتم حساب المنوال من القانون:

$$\text{المنوال} = \text{الحد الأدنى الحقيقي للفئة المنوالية} + \left[\text{ف} \times \frac{\text{ك}_2}{\text{ك}_1 + \text{ك}_2}\right] \quad .....(٥-١٠)$$

حيث أن: ف هي سعة الفئة و هي تساوى ٣ ، و الفئة المنوالية هي الفئة القابلة لأكبر تكرار و هي الفئة (٣٥-٣٧) التي تقابل التكرار ٩ ، ك١ تكرار الفئة قبل المنوالية أي تكرار الفئة (٣٢-٣٤) و يساوى ٣، ك٢ تكرار الفئة بعد المنوالية أي تكرار الفئة (٣٨-٤٠) و يساوى ٦ ، و من ثم يمكن حساب المنوال كالتالي:

$$\text{المنوال} = ٣٤,٥ + \left(٣ \times \frac{٦}{٣+٦}\right) = ٣٦,٥ \ \text{و هي قيمة المنوال}$$

استخدام *SPSS* :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغير المطلوب التعرف على منوال بياناته .و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص و الموضحة أيضاً بالشاشة :

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
ابتكارية	رقمي	٨	لايوجد	درجات القدرة الابتكارية لدى ٣٩ طالب ثانوى بمدرسة الشهيد	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج

SPSS Data Editor

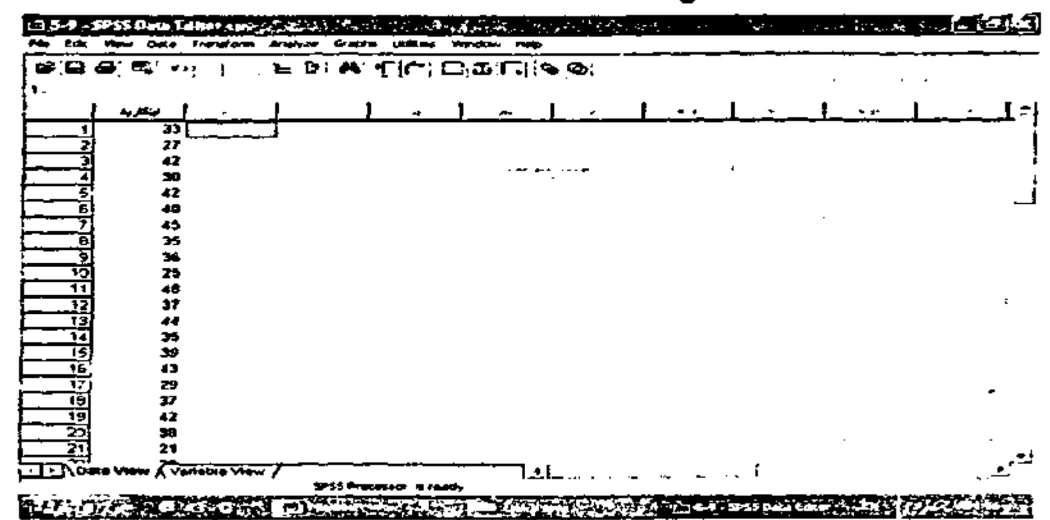
File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

	Name	Type	Width	Dec	Label	Values	Missing	Column	Align	Measure
1	[illegible]	Numeric	8	0	[illegible]	None	None	8	Right	Scale

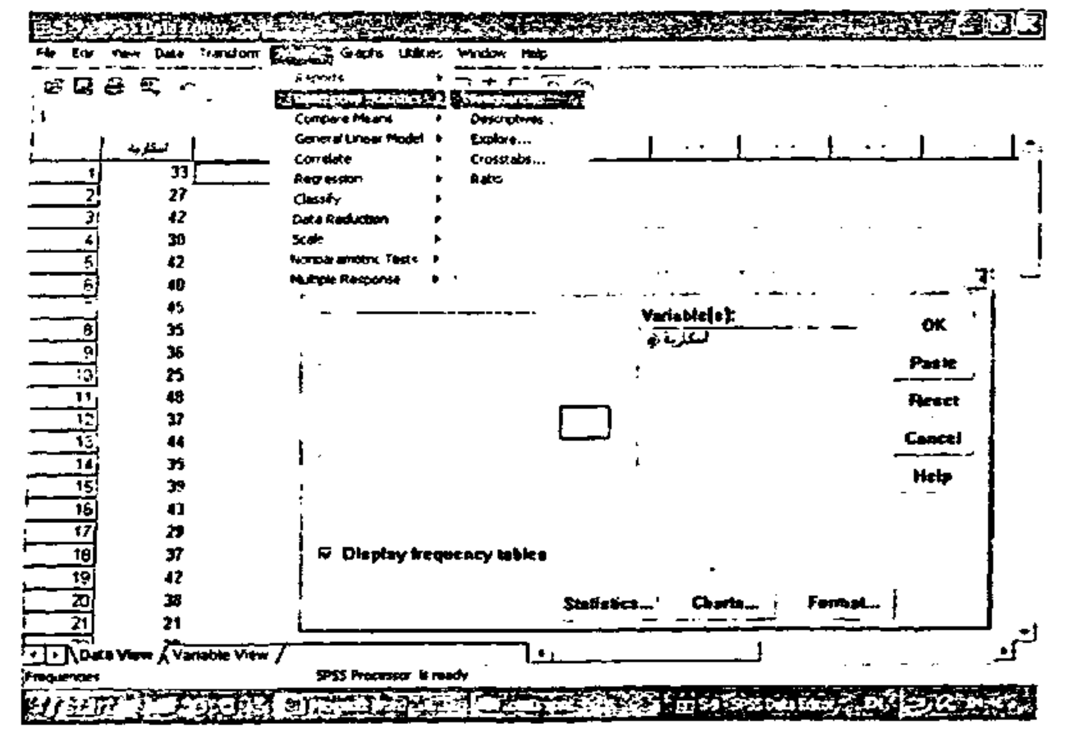
Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

الخطوة الثانية : الانتقال إلى شاشة *data view* ، ثم كتابة البيانات الإحصائية في العمود الخاص "ابتكارية" كما هو موضح بالشكل:

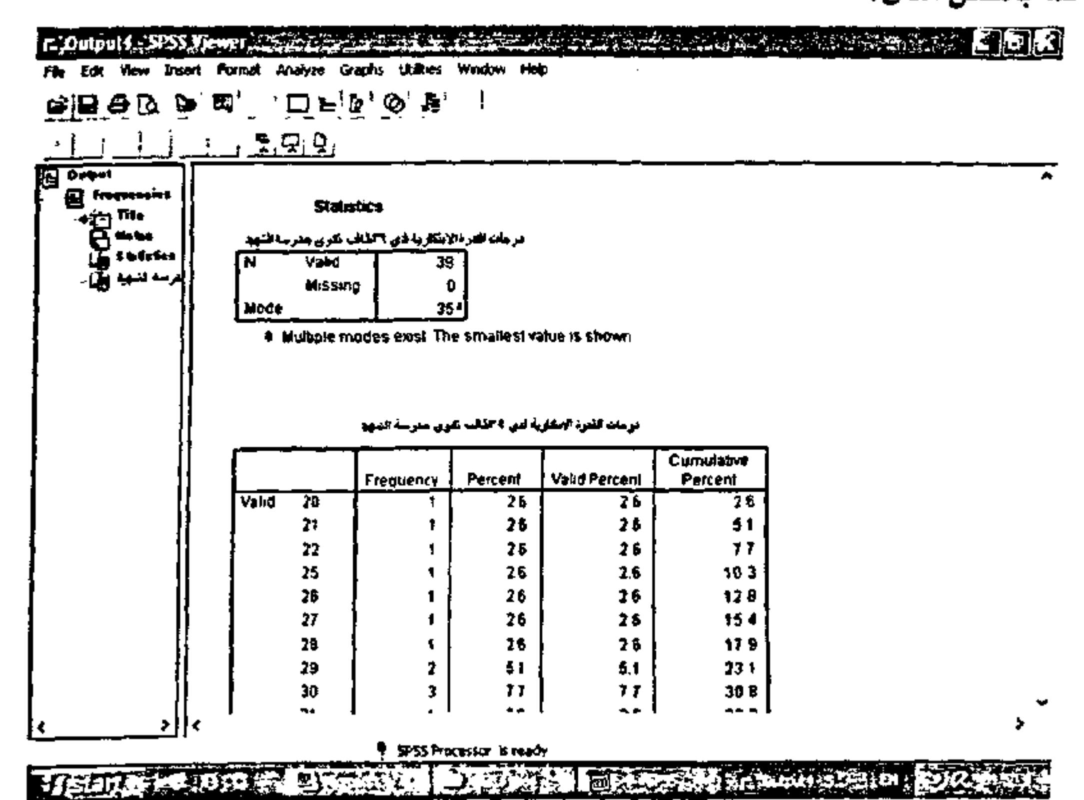


الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر *analyze* نختار الأمر *descriptive statistics* ثم الأمر الفرعي *frequencies* سيظهر مربع حوار ندرج متغير البيانات "ابتكارية" إلى المربع المجاور المسمى *variable(s)* كما بالشكل :



الخطوة الرابعة : بعد الضغط على الذرار *statistics* سيظهر مربع حوار، نتأكد من اختيار الإحصاءة *mode* بمعنى المنوال و ذلك بالضغط بالماوس أمامها كما بالشكل:

الخطوة الخامسة: نضغط على الذرار *continue* سيختفى مربع الحوار الفرعى و يظل مربع الحوار الأصلى موجوداً ، ثم يتم الضغط على الذرار *ok* لنحصل على المنوال للبيانات كما بالشكل التالى:



N	Valid	39
	Missing	0
Mode		35[a]

a Multiple modes exist The smallest value is shown

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	20	1	26	26	26
	21	1	26	26	51
	22	1	26	26	77
	25	1	26	2.6	10 3
	26	1	26	26	12 8
	27	1	26	26	15 4
	28	1	26	26	17 9
	29	2	51	5.1	23 1
	30	3	77	77	30 8

مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *SPSS* : يلاحظ من الشكل السابق أن قيمة المنوال تساوى ٣٥ ، كما يلاحظ وجود إشارة تدل على أن هناك أكثر من منوال نظراً لوجود أكثر من قيمة حصلت على أكبر تكرار و أنه تم عرض أصغر منوال فيهم ، و برجوعنا إلى

القيمة التى تم التوصل إليها يدوياً نجد أنـه (٣٦,٥) و هـى قيمة قريبة مـن القيمـة المتحصل عليها الكترونياً.

ملاحظات على المنوال

١- قد يكون للتوزيع منوال وحيد و فى هذه الحالة يقال للتوزيع أنه أحادى المنوال

٢- قد يكون للتوزيع منوالين و فى هذه الحالة يقال للتوزيع أنه ثنائى المنوال.

٣- قد يكون للتوزيع أكثر من منوالين و فى هذه الحالة يقال للتوزيع أنه متعدد المنوال

٤- قد لا يوجد للتوزيع منوال على الإطلاق و فى هذه الحالة لا توجد أية قيم أو بيانات مكررة فى التوزيع، و يقال للتوزيع أنه عديم المنوال.

٥- فى حالة البيانات ذات القيم المختلفة كثيرة العدد و التى يتم جدولتها فى جدول تكرارى مبوب ، إذا كانت الفئة المنوالية (الفئة التى تقابل أكبر تكرار) هى الفئة الأولى فى التوزيع فعند حساب المنوال يدوياً يتم اعتبار تكرار الفئة قبل المنوالية (صفر) ، أما إذا كانت الفئة المنوالية هى آخر فئة فيتم اعتبار تكرار الفئة بعد المنوالية (صفر).

٦- فى حالة التوزيع ثنائى أو متعدد المنوال يقوم برنامج *SPSS* بعرض أقل منوال فيهم .

٧- يعد المنوال مقياس سريع للنزعة المركزية إلا أنه يفتقد الدقة فى تقدير المستوى العام (أو النزعة المركزية للبيانات) .

التفسير التربوى لقيمة المنوال المتحصل عليها : تشير النتيجة إلى أن المنوال يساوى (٣٥) أو(٣٦,٥) و هذا يعنى أن المستوى العام لدرجات الابتكارية لدى طلاب الثانوية العام بمدرسة الشهيد و البالغ عددهم (٣٩ طالب) يعد مستوى جيد نظراً لأن الدرجة الكلية من (٥٠) ، و لكن على المعلم ألا يعتمد على المنوال فقط و أن يلجأ إلى مقاييس أخرى لقياس المستوى العام و على رأسهم المتوسط الحسابى و الذى يعد أهم مقياس للنزعة المركزية .

ثانياً: مقاييس التشتت

إذا طبق معلم اختباراً فى مادة التاريخ مثلاً على تلاميذ فصله البالغ عددهم ٤٠ تلميذاً و بعد تصحيح الاختبار حصل على ٤٠ بيان كمى لهؤلاء التلاميذ فان هذا المعلم فى حاجة إلى معرفة معلومات من هذه البيانات الكمية و أول معلومة هى المستوى العام لهؤلاء التلاميذ فى مادة التاريخ و الذى يمكن الحصول عليه كما سبق و أن أوضحنا سابقاً بواسطة مقاييس النزعة المركزية و التى منها المتوسط و الوسيط و المنوال ، و لكن المستوى العام وحده يعد معلومة ضرورية و لكنها غير كافية للتعرف على خصائص التلاميذ ، فالمعلم فى حاجة أيضاً إلى معرفة الفروق الفردية بين تلاميذ فصله فى تحصيل مادة التاريخ أى معرفة مدى تباعد أو تقارب درجات التلاميذ عن بعضها البعض ، فهل التلاميذ مستوياتهم متقاربه من بعضها البعض أم أن هناك تباين و اختلاف واضح بين درجاتهم و هو ما يطلق عليه تشتت الدرجات و إذا كان هم المعلم هو أن يكون المستوى العام أعلى لدى جماعة فصله ، فان من همه أيضاً أن يكون تشتت الدرجات أقل لدى جماعة فصله و انخفاض التشتت يشير إلى تقارب المستويات بين التلاميذ و هو ما يطلق عليه أيضاً تجانس العينة، و فى الوقت الذى نجد فيه مقاييس إحصائية تستخدم للتعرف على المستوى العام ، فان التشتت أيضاً له مقاييسه الإحصائية و التى منها المدى المطلق و الانحراف الربيعى و الانحراف المتوسط و الانحراف المعيارى ، و لكن يعد الانحراف المعيارى أهم هذه المقاييس لأنه يتسم بالدقة كما أنه يستخدم فى حساب مقاييس إحصائية أخرى منها الوصفى مثل(معامل الاختلاف–معامل الالتواء–درجات القطع) ، و منها الاستدلالى مثل (التباين–النسبة الحرجة–اختبار "ت" ، اختبار "ف") ، و سيتم إلقاء الضوء على مقياسى المدى و الانحراف المعيارى نظراً لشيوع استخدامهما فى علم الإحصاء مقارنة بمقاييس التشتت الأخرى

١- المدى :

يعرف المدى بأنه الفرق بين أكبر درجة و أصغر درجة في التوزيع و هو يعد مقياس سريع للتشتت و لكن يعاب عليه أنه يتأثر بالقيمتين المتطرفتين فقط (العليا و الدنيا) و يهمل باقي البيانات ، و يكفي أن نذكر المثال التالي لكي يتضح ذلك :

مثال(٩-١): أجرى معلم اختباراً في مادة الحساب ذي الدرجة الكلية ٣٠ على تلاميذ فصلين من الفصول التي يقوم بتدريسها و كان عدد تلاميذ الفصل الأول ٢٢ و عدد تلاميذ الفصل الثاني ٢٧ و درجات كل فصل مبينة كالتالى:

الفصل الأول:	٢٣-١٩-٢٠-٢١-١٨-٢٠-٢٣-٢٠-١٩-٢١-٢٢-٢٧-٢٠-٢١-١٩- ٢٠-٢٣-٨-٢٢-١٩-٢٠-٢٢
الفصل الثاني:	٢٠-١٧-٢٣-١٥-٢٠-١٩-٢٤-١٧-٢٢-٢١-١٦-٢٥-١٩-٢٠-١٥- ٢٨-٢٢-٢٣-٢٤-١٥-٢٨-٢٥-١٩-١٥-٢٧-١٦-١٩

و المطلوب التعرف على المدى:

الطريقة اليدوية :

مدى درجات الفصل الأول= أكبر درجة –أصغر درجة=٢٧-٨= ١٩

مدى درجات الفصل الثاني= أكبر درجة –أصغر درجة=٢٨-١٥= ١٣

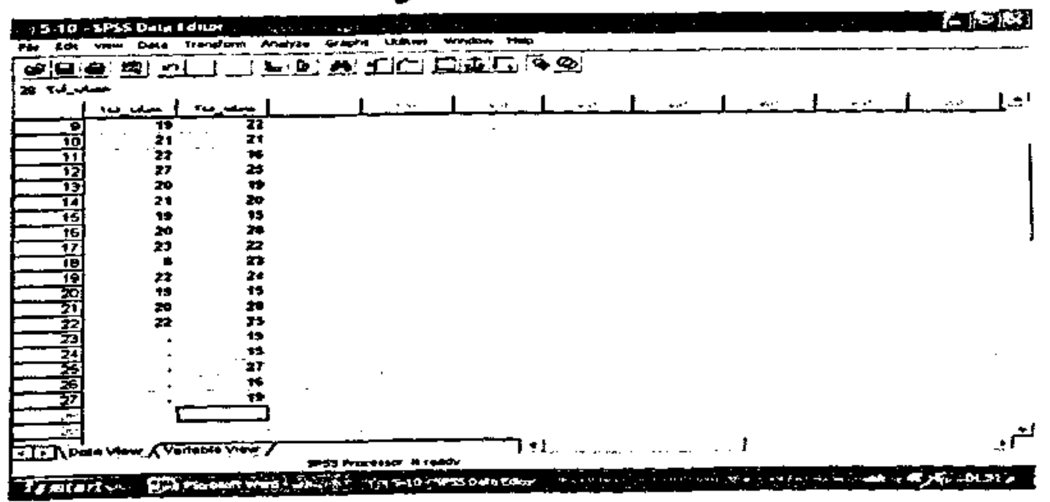
استخدام ***SPSS*** :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص كل من المتغيرين المطلوب التعرف على مدى بياناتهما ،و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص و الموضحة أيضاً بالشاشة :

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة التغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
حساب_ف١	رقمي	٨	لا يوجد	درجات اختبار مادة الحساب لـ ٢٢ تلميذ في فصل ٢/٣ بمدرسة الكنوز	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج

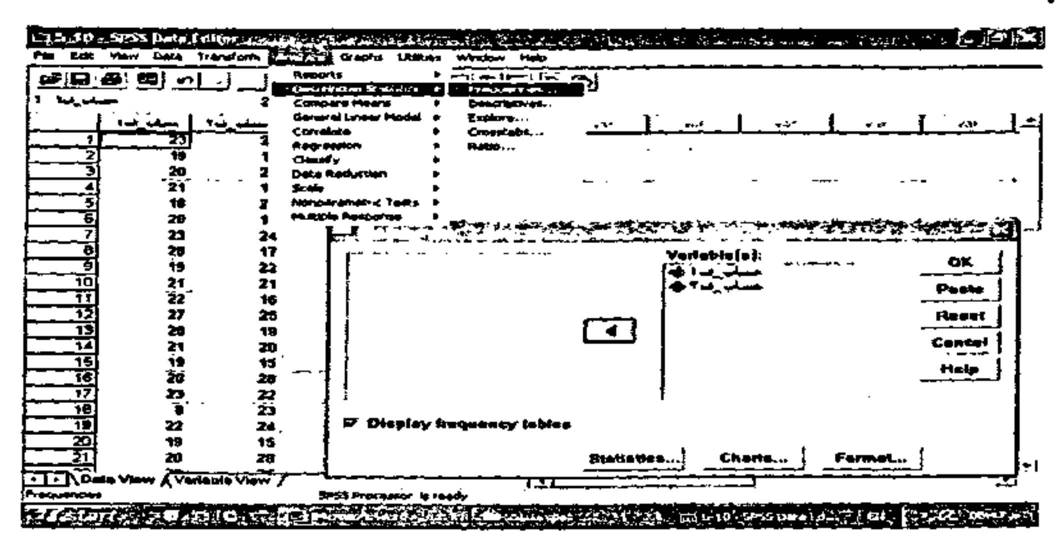
حساب_ف٢	رقمى	٨	لا يوجد	درجات اختبار مادة الحساب لـ ٢٧ تلميذ في فصل ٣/٣ بمدرسة الكنوز	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج

الخطوة الثانية : الانتقال إلى شاشة*data view* ، ثم كتابة البيانات الإحصائية في العمودين الخاصين "حساب_ف١" ، "حساب_ف٢" كما هو موضح بالشكل

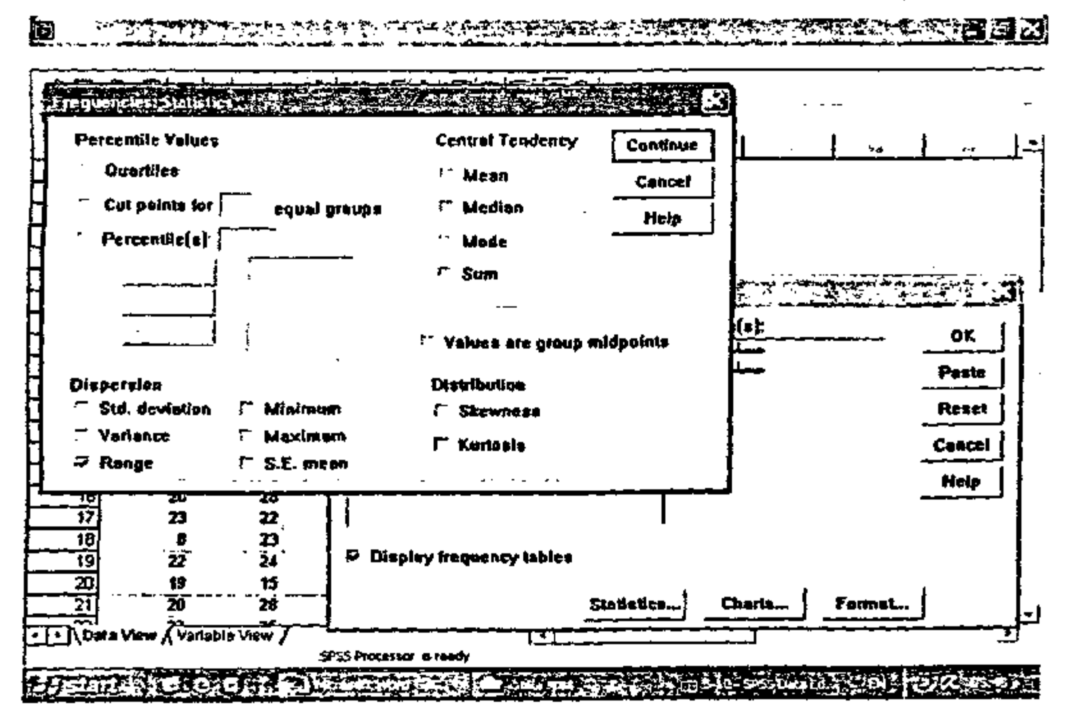


الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر *analyze* نختار الأمر *descriptive statistics* ثم الأمر الفرعي *frequencies* سيظهر مربع حوار ندرج متغيرى

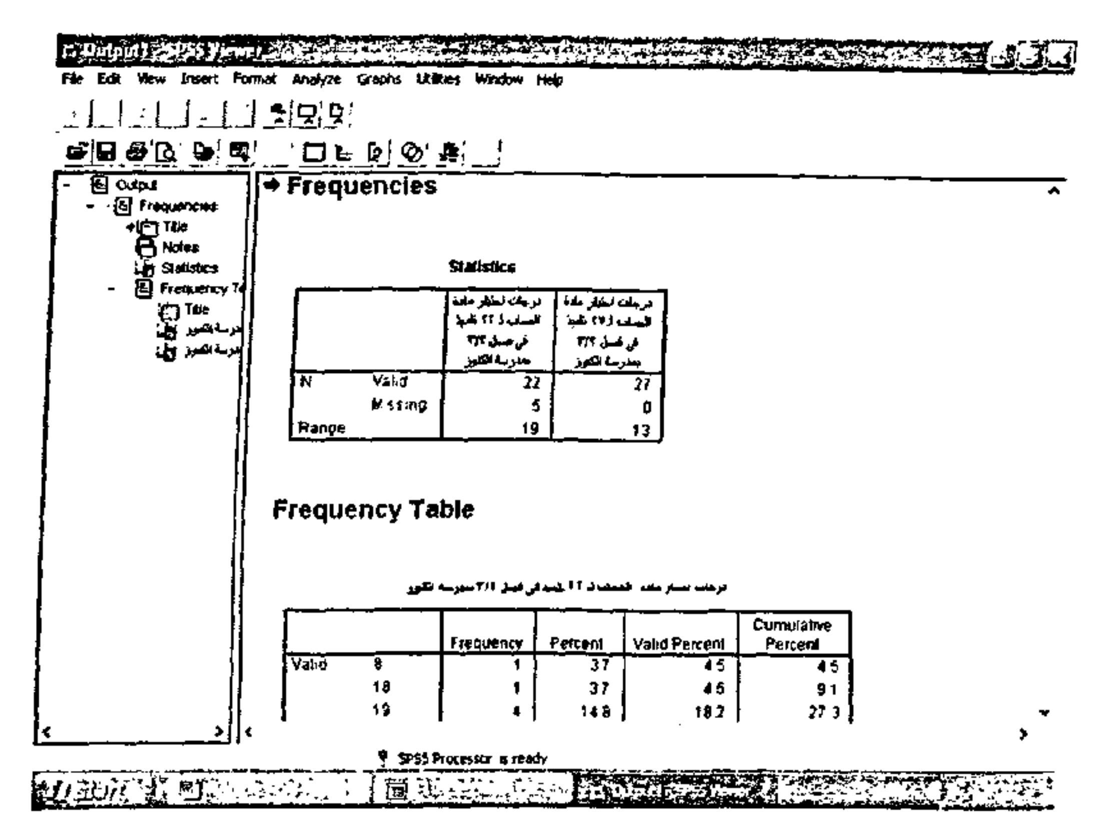
البيانات"حساب_ف١"،"حساب_ف٢" إلى المربع المجاور المسمى *variable(s)* كما بالشكل :



الخطوة الرابعة :بعد الضغط على الذرار *statistics* سيظهر مربع حوار، نتأكد من اختيار الإحصاءة *range* بمعنى المدى و ذلك في الجزء الأيسر السفلي من المربع و الخاص بالتشتت *dispersion* و ذلك بالضغط بالماوس أمامها كما بالشكل:



الخطوة الخامسة: نضغط على الذرار *continue* سيختفي مربع الحوار الفرعي و يظل مربع الحوار الأصلي موجوداً ، ثم يتم الضغط على الذرار *ok* لنحصل على المدى للبيانات كما بالشكل التالي:



		[illegible]	[illegible]
N	Valid	22	27
	Missing	5	0
Range		19	13

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	8	1	3.7	4.5	4.5
	18	1	3.7	4.5	9.1
	19	4	14.8	18.2	27.3

مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *SPSS* : يلاحظ من الشكل السابق أن قيمتي المدى لدرجات الفصلين هما ١٩ و ١٣ و هما نفس القيمتين المتحصل عليهما يدوياً .

التفسير التربوى للنتيجة المتحصل عليها :

يلاحظ من النتيجة السابقة أن مدى درجات الفصل الأول (١٩) ، أعلى من مدى درجات الفصل الثانى(١٣) ، مما يعنى أن تشتت درجات الفصل الأول و الفروق الفردية بين درجات التلاميذ أعلى من الفصل الثانى ، و لكن المتأمل لدرجات الفصلين يجد أن التباعد و الاختلاف فى درجات الفصل الثانى أعلى من الأول على عكس ما يشير إليه المدى و يرجع السبب فى ذلك إلى أن المدى يأخذ فى حسابه قيمتين فقط من قيم التوزيع و يهمل باقى القيم، لذا يعد المدى مقياساً أقل دقة فى حسابه للتشتت ، و لقد لجأ الإحصائيون إلى مقياس دقيق فى حساب التشتت و يعد أشهر مقاييس التشتت لأسباب كثيرة منها انه يأخذ فى حسابه كل بيانات التوزيع و هو الانحراف المعيارى و فيما يلى عرض بعض المعلومات عنه:

٢- الانحراف المعيارى :

الانحراف المعيارى هو مقياس إحصائى يستخدم للتعرف على مقدار تشتت البيانات الكمية ، و لو بحثنا فى كلمة انحراف معيارى نجد أن كلمة انحراف تدل على الاختلاف و التشتت بين الدرجات و كلمة معيارى تدل على أن الانحراف يكون عن معيار معين و هذا المعيار هو المتوسط الحسابى ، إذاً فالأصل فى الانحراف المعيارى انه انحراف كل درجة عن المتوسط و لكن من خواص المتوسط أن مجموع انحرافات الدرجات عن المتوسط يساوى صفر ، و فى هذا الصدد يشير (صفوت فرج ،١٩٩٦ ، ١٢٩) إلى انه للخروج من هذا المأزق نلجأ لحيلة رياضية و هى تربيع كل انحراف ثم نجمع المربعات و نقسمه على عدد القيم و هو ما يسمى بمتوسط مربعات الانحراف و بعد ذلك نعود لنستخرج الجذر التربيعى لمتوسط هذه المربعات لنحصل على الانحراف المعيارى .

و من ثم يمكن التعبير عن الانحراف المعياري بالصيغة التالية:

$$ع = \sqrt{\frac{مج\ ح^{٢}}{ن}} \quad .....(٥-١٠)$$

حيث ع ترمز إلى الانحراف المعيارى ، و ح ترمز إلى انحراف كل درجة عن المتوسط أى أن ح = س-م ، و ن عدد البيانات .

و هذا القانون الأخير قد يتحول إلى صيغ أخرى على حسب طبيعة البيانات المطلوب حساب الانحراف المعيارى لها كالتالى :

أ- الانحراف المعيارى للبيانات ذات العدد الصغير جداً (ن≥٥):

مثال (٥-١١) : قام باحث بتطبيق اختباراً فى القدرة على التذكر ذى الدرجة الكلية ١٠ على عينة من أطفال الروضة عددهم ٥ أطفال و كانت درجاتهم كالتالى:

٣-١-١٠-٩-٢ و المطلوب التعرف على قيمة الانحراف المعيارى.

الطريقة اليدوية :

الخطوة الأولى : التعرف على المتوسط الحسابى للدرجات كالتالى :

$$م = \frac{مج\ س}{ن} = \frac{٢٥}{٥} = ٥$$

الخطوة الثانية : بعد التعرف على قيمة المتوسط الحسابى يمكن حساب الانحراف المعيارى باستخدام الجدول التالى:

س	ح = س−م	$ح^2$
٣	−٢	٤
١	−٤	١٦
١٠	+٥	٢٥
٩	+٤	١٦
٢	−٣	٩
مج س= ٢٥	مج ح = صفر	مج $ح^2$ = ٧٠

الخطوة الثالثة : من الجدول السابق نجد أن مج $ح^2$ = ٧٠، و من ثم يمكن حساب ع

كالتالى : $ع = \sqrt{\frac{٧٠}{٥}} = ٣,٧٤$

حل يدوى آخر :

يمكن حساب الانحراف المعيارى بواسطة قانون آخر يغنينا من حساب المتوسط ثم حساب الانحرافات عن المتوسط و خاصة إذا كانت قيمة المتوسط كسر و الذى سيصعب مهمة حساب الانحراف المعيارى و على ذلك فان الطريقة الحالية تعتمد على حساب الانحراف المعيارى من الدرجات مباشرة و ذلك بجمعها و جمع مربعاتها و استخدام القانون التالى:

$$ع = \sqrt{\frac{مج\ س^2}{ن} - \left(\frac{مج\ س}{ن}\right)^2} \quad .....(٥-١١)$$

الخطوة الأولى : إعداد الجدول التالى و الذى يتكون من عمودين أحدهما للدرجات (س) ، و الاخر لمربعات الدرجات ($س^2$) :

س	$س^2$
٣	٩
١	١
١٠	١٠٠
٩	٨١
٢	٤
مج س = ٢٥	مج $س^2$ = ١٩٥

الخطوة الثانية : من الجدول السابق نجد أن : مج س = ٢٥، مج س^{٢} = ١٩٥، كما أن

ن= ٥ و بالتالى فان: $ع = \sqrt{\frac{١٩٥}{٥} - \left(\frac{٢٥}{٥}\right)^{٢}} = ٣,٧٤$

و هى نفس النتيجة المتحصل عليها بواسطة طريقة الانحراف عن المتوسط .

استخدام *SPSS* :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغير المطلوب التعرف على الانحراف المعيارى لبياناته ،و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص و الموضحة أيضاً بالشاشة

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
التذكر	رقمى	٨	لا يوجد	درجات اختبار القدرة التذكرية لدى أطفال بدور الحضانة ٤ سنوات	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج

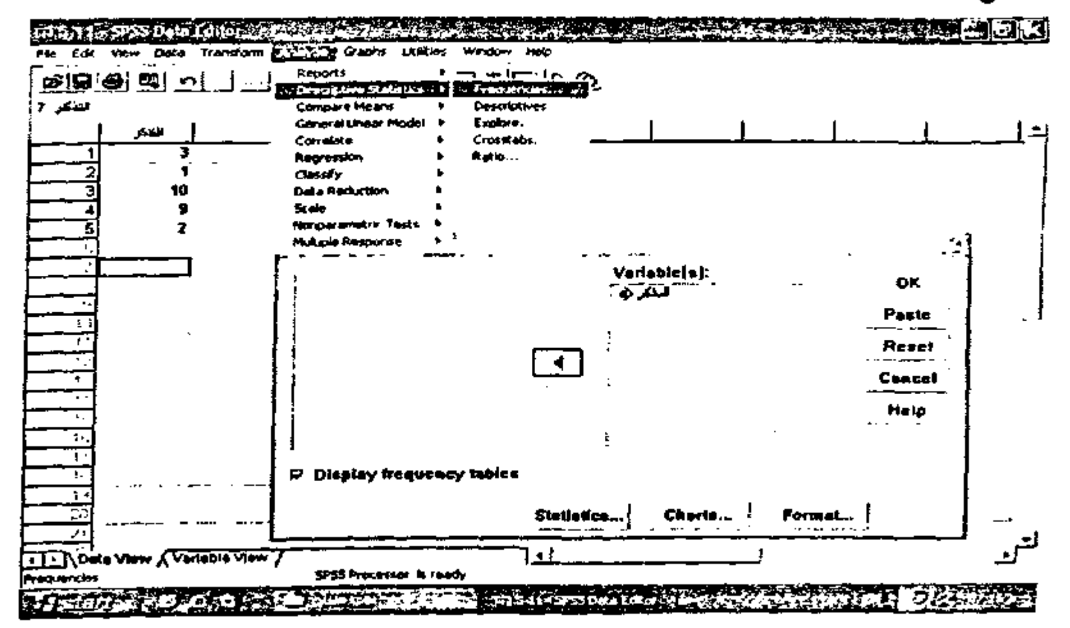
Name	Type	Width	Decim	Label	Values	Missing	Colum	Align	Measure
التذكر	Numeric	8	0	درجات اختبار القدرة التذكرية لدى أطفال بدور الحضانة	None	None	8	Right	Scale

Data View / Variable View

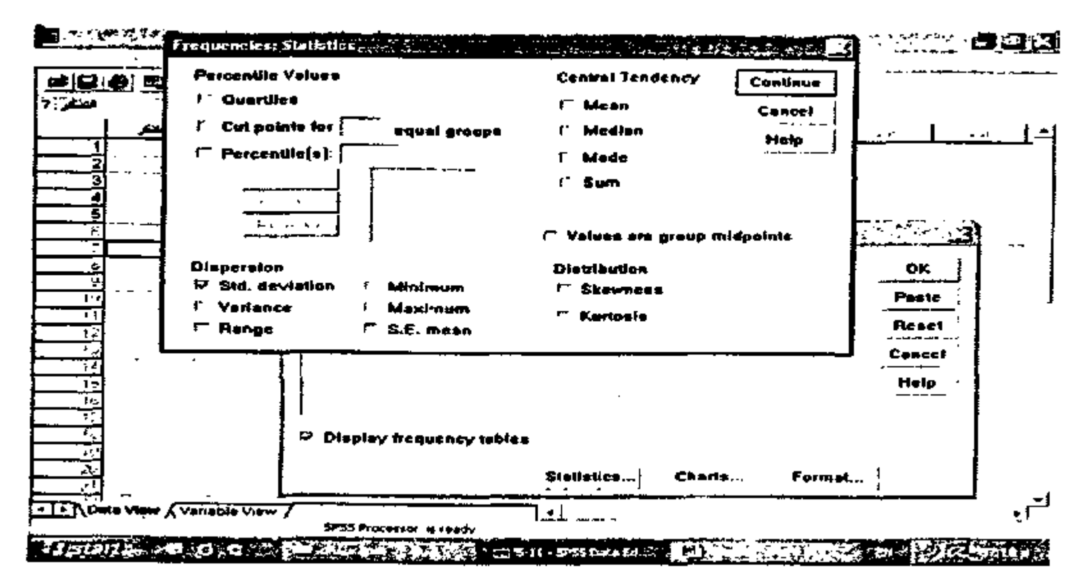
SPSS Processor is ready

الخطوة الثانية : الانتقال إلى شاشة *data view* ، ثم كتابة البيانات الإحصائية في العمود الخاص "التذكر" كما هو موضح بالشكل:

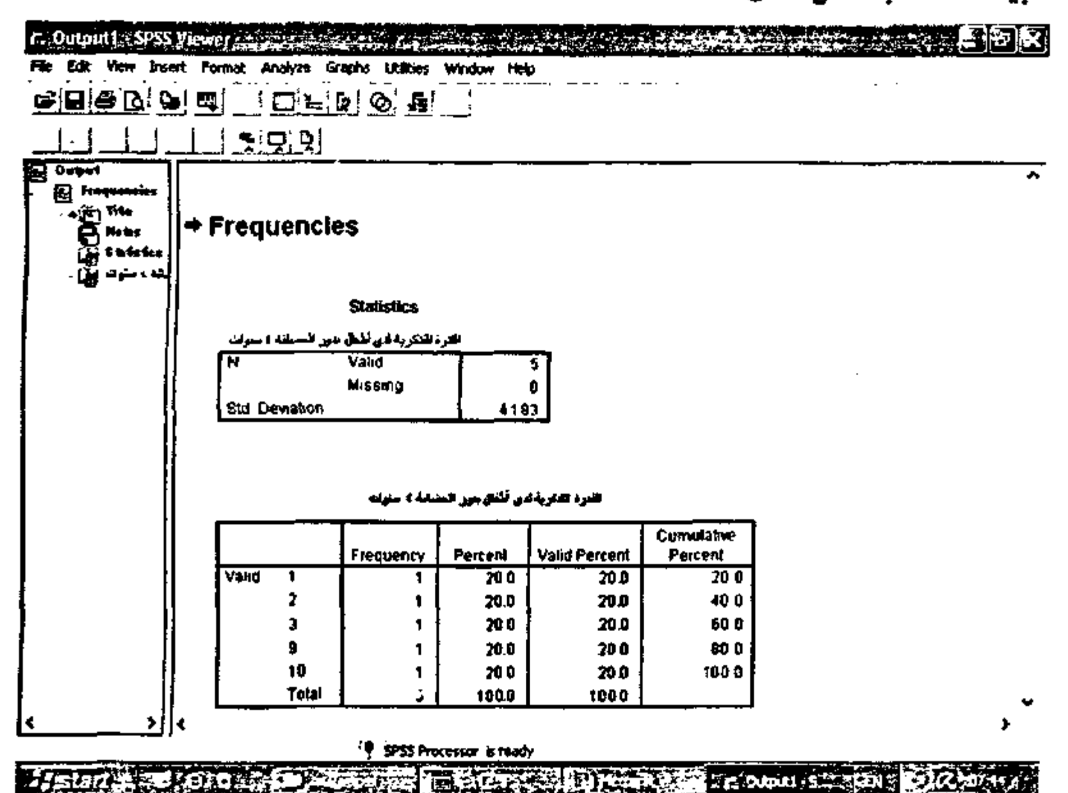
الخطوة الثالثة: من سطر الأوامر *analyze* نختار الأمر *descriptive statistics* ثم الأمر الفرعي *frequencies* سيظهر مربع حوار ندرج متغير البيانات "التذكر" إلى المربع المجاور المسمى *variable(s)* كما بالشكل :



الخطوة الرابعة : بعد الضغط على الذرار *statistics* سيظهر مربع حوار، نتأكد من اختيار الإحصاءة *std. deviation* بمعنى الانحراف المعيارى و ذلك بالضغط بالماوس أمامها ، كما بالشكل:



الخطوة الخامسة: نضغط على الذرار *continue* سيختفى مربع الحوار الفرعى و يظل مربع الحوار الأصلى موجوداً ، يتم الضغط على الذرار *ok* لنحصل على الانحراف المعيارى للبيانات كما بالشكل التالى:



Statistics

N	Valid	5
	Missing	0
Std. Deviation		4.183

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	1	1	20.0	20.0	20.0
	2	1	20.0	20.0	40.0
	3	1	20.0	20.0	60.0
	9	1	20.0	20.0	80.0
	10	1	20.0	20.0	100.0
	Total	5	100.0	100.0	

مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *SPSS* : يلاحظ من الشكل السابق أن قيمة الانحراف المعيارى تساوى ٤,١٨٣ ،و هى قيمة إلى حد ما بعيدة عن القيمة المتحصل عليها يدوياً (٣,٧٤) ، و يمكن تفسير وجود فجوة بين القيمتين فى أن الطريقة اليدوية تعاملت مع

عدد المفحوصين (ن) ، أما طريقة *SPSS* فهي تتعامل في تقدير الانحراف المعياري مع درجات الحرية (ن-١) ، و بالتالي فإن طريقة *SPSS* استبدلت ن بـ(ن-١) في القانون الخاص بالانحراف المعياري و للتحقق من ذلك يمكن استبدال القيمة (ن=٥) بالقيمة (ن-١=٤) في القانونين السابقين الخاصين بالانحراف المعياري و سنجد أن ع في الطريقتين =٤,١٨٣ و هي نفس القيمة الالكترونية ، و لكن لماذا استخدمت طريقة *SPSS* (ن-١) ، و ليس (ن) في الواقع يجيب على هذا السؤال (صلاح الدين محمود علام ،٢٠٠٠، ١٥٩) بالإشارة إلى أن القانون المستخدم في حساب الانحراف المعياري و الذى يستخدم (ن) يعطي تقديراً للانحراف المعياري للأصل الكلي ، و لكن مع استخدام درجات الحرية (ن-١) و لس (ن) في القانون سيعطينا الانحراف المعياري تقديراً غير متحيز لأي عينة مسحوبة من الأصل الكلي ، وفي هذا الصدد يضيف (فؤاد أبو حطب ، امال صادق، ١٩٩١ ، ٣١٤-٣١٥) أنه كلما ازداد حجم العينة(عدد البيانات في العينة)(ن=٣٠ أو أكثر) كلما ملنا أكثر لاستخدام (ن) و ليس (ن-١) لأن الفرق بين القيمتين في هذه الحالة سيكون طفيفاً ، و الصيغ التي تعتمد على (ن) و ليس (ن-١) يفضلها الكثير من الباحثين في العلوم النفسية و التربوية و الاجتماعية .

التفسير التربوى للنتيجة المتحصل عليها :

يتم تفسير قيمة الانحراف المعياري في ضوء درجته المطلقة ، فإذا كان الانحراف المعياري يساوي صفر فهذا يدل على تشتت منعدم في الدرجات و فيه تتساوى جميع درجات التوزيع ، و كلما بعدت قيمة الانحراف المعياري عن الصفر دل ذلك على تشتت و تباعد بين الدرجات و على قدر بعد القيمة عن الصفر على قدر ما يكون التشتت و التباعد و بما أن قيمة الانحراف المعياري تساوي (٤,١٨٣) فهي قيمة تبتعد عن الصفر بمقدار ٤,١٨٣ ، و لذلك فهناك تشتت ما في الدرجات و هذا واضح من تفحص الدرجات فنجد أن فرد حصل الدرجة ١ و فرد حصل على الدرجة ١٠ و فرد حصل على الدرجة ٩ و آخر حصل على الدرجة ٢ و هكذا ، و لذلك فهناك تباعد و اختلاف بين الدرجات و من ثم

فهذه الدرجات أقل تجانساً مما يدل على فروق فردية أعلى بين درجات القدرة التذكرية لدى أطفال الروضة الخمس .

ب- الانحراف المعياري للبيانات ذات العدد الصغير و الكبير(ن>٥):

سواء كانت البيانات عدد صغير (ن≤30) أو عدد كبير(ن>30) فإن طريقة حساب الانحراف المعيارى (يدوياً) تختلف على حسب عدد القيم المختلفة فى التوزيع، أما طريقة *SPSS* فهى واحدة بغض النظر عن نوعية البيانات كالتالى :

ب-١: الانحراف المعيارى للبيانات ذات القيم المختلفة قليلة العدد : و هى البيانات (كما سلف ذكره مراراً) التى يتم جدولتها فى جدول تكرارى بسيط ،و هناك قانونان يستخدمان لحساب الانحراف المعيارى لهذه النوعية من البيانات كالتالى:

$$ع = \sqrt{\frac{مج\ ك\ ح^{2}}{ن}} \quad .....(٥-١٢)$$

حيث : ح =س-م أى الدرجة مطروحاً منها المتوسط ، و ك تكرار كل درجة ، ن عدد البيانات الكلى .

$$أو : ع = \sqrt{\frac{مج\ ك\ س^{2}}{ن} - \left(\frac{مج\ ك\ س}{ن}\right)^{2}} \quad .....(٥-١٣)$$

و القانون الأخير يتعامل مع الدرجات مباشرة .

و يمكن توضيح كيفية حساب الانحراف المعيارى لهذه النوعية من البيانات باستخدام القانون (٥-١٢) كالتالى:

مثال (٥-٦) : قام باحث بتطبيق اختباراً فى مادة اللغة العربية ذا الدرجة الكلية ٢٠ على تلاميذ فصله البالغ عددهم ٣٦ تلميذاً فحصل على البيانات الآتية:

١٢-١٣-١١-١٣-١٥-١٢-١٦-١٤-١٦-١٨-١٤-١٣-١٢-١٩-١٤-١٧-١٤-١٢-١٤-

١١-١٤-١٤-١٩-١٧-١٣-١٥-١٩-١٤-١٩-١٣-١٢-١٦-١٢-١٥-١٥-١٢

و المطلوب حساب قيمة الانحراف المعيارى هذا التوزيع:

الطريقة اليدوية:

البيانات السابقة تحتوى على (٩) قيم مختلفة و من ثم فلحساب الانحراف المعيارى يتم جدولتها فى جدول تكرارى بسيط طبقا للخطوات التالية :

الخطوة الأولى : جدولة البيانات فى جدول تكرارى بسيط كالتالى :

س	ك
١١	٢
١٢	٧
١٣	٥
١٤	٨
١٥	٤
١٦	٣
١٧	٢
١٨	١
١٩	٤
المجموع	٣٦

الخطوة الثانية :حساب متوسط الدرجات و هو يساوى ١٤,٤٢ .

تدريب
أثبت القيمة السابقة لمتوسط الدرجات

الخطوة الثالثة :بعد التعرف على قيمة المتوسط الحسابى يمكن حساب الانحراف المعيارى باستخدام الجدول التالى:

س	ك	ح=س-م	$ح^2$	ك $ح^2$
١١	٢	-٣,٤٢	١١,٧٠	٢٣,٤
١٢	٧	-٢,٤٢	٥,٨٦	٤١,٠٢
١٣	٥	-١,٤٢	٢,٠٢	١٠,١
١٤	٨	-٠,٤٢	٠,١٨	١,٤٤
١٥	٤	٠,٥٨	٠,٣٤	١,٣٦
١٦	٣	١,٥٨	٢,٥	٧,٥
١٧	٢	٢,٥٨	٦,٦٦	١٣,٣٢
١٨	١	٣,٥٨	١٢,٨٢	١٢,٨٢
١٩	٤	٤,٥٨	٢٠,٩٨	٨٣,٩٢
المجموع	٣٦			١٩٤,٨٨

الخطوة الرابعة : من **الجدول** السابق نجد أن مج ك $ح^2$ = ١٩٤,٨٨ ، و من ثم يمكن حساب ع كالتالى :

$$ع = \sqrt{\frac{١٩٤,٨٨}{٣٦}} = ٢,٣٣$$

الحل اليدوى الثانى:

يمكن استخدام قانون الدرجات الخام مباشرة بدون حساب متوسط الدرجات أو انحرافات الدرجات عن المتوسط من خلال المعادلة (٥-١٣) كالتالى :

الخطوة الأولى : جدولة البيانات فى جدول تكرارى بسيط كالتالى :

س	ك
١١	٢
١٢	٧
١٣	٥
١٤	٨
١٥	٤
١٦	٣
١٧	٢
١٨	١
١٩	٤
المجموع	٣٦

الخطوة الثانية : إضافة ثلاثة أعمدة للجدول السابق أحدهما (ك س) و الثانى ($س^٢$) ، و الثالث($ك س^٢$) كالتالى:

س	ك	ك س	$س^٢$	$ك س^٢$
١١	٢	٢٢	١٢١	٢٤٢
١٢	٧	٨٤	١٤٤	١٠٠٨
١٣	٥	٦٥	١٦٩	٨٤٥
١٤	٨	١١٢	١٩٦	١٥٦٨
١٥	٤	٦٠	٢٢٥	٩٠٠
١٦	٣	٤٨	٢٥٦	٧٦٨
١٧	٢	٣٤	٢٨٩	٥٧٨
١٨	١	١٨	٣٢٤	٣٢٤
١٩	٤	٧٦	٣٦١	١٤٤٤
المجموع	٣٦	٥١٩		٧٦٧٧

الخطوة الثالثة : من الجدول السابق نجد أن : مج ك س = ٥١٩ ، مج ك $س^٢$=٧٦٧٧

كما أن ن= ٣٦ و بالتالى من المعادلة (٥-١٣) نجد أن :

$$ع = \sqrt{\frac{٧٦٧٧}{٣٦} - \left(\frac{٥١٩}{٣٦}\right)^{٢}} = ٢,٣٣$$

و هى نفس النتيجة المتحصل عليها بواسطة القانون السابق .

استخدام *SPSS* :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغير المطلوب التعرف على متوسط بياناته :و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص الموضحة أيضاً بالشاشة :

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
عربى٣_٢	رقمى	٨	لايوجد	درجات اختبار اللغة العربية لتلاميذ فصل ٢/٣ بمدرسة التحرير	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج

SPSS Data Editor

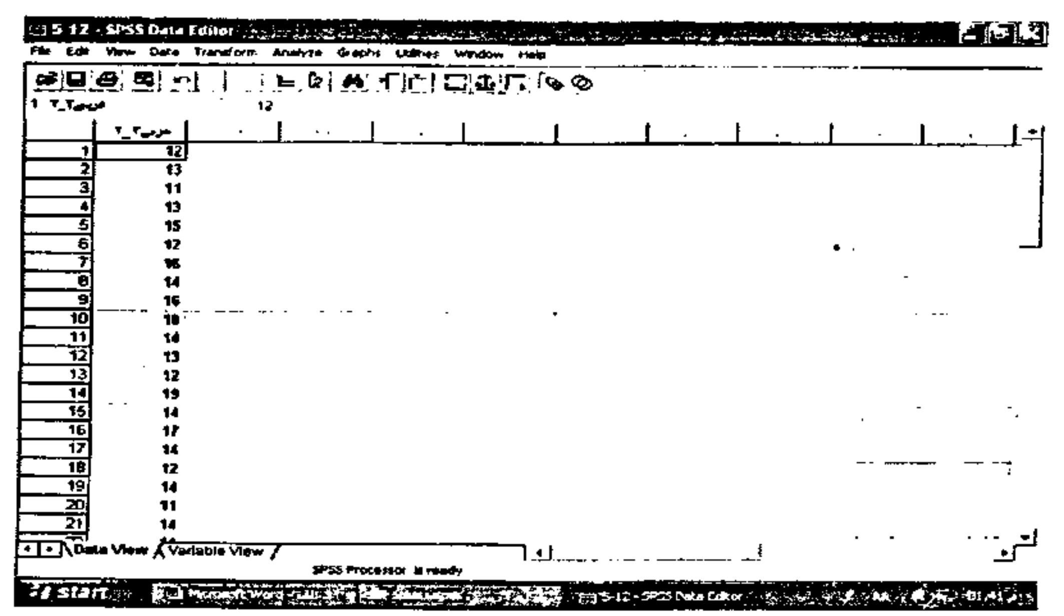
File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure
1	عربى٣_٢	Numeric	8	0	[illegible]	None	None	8	Right	Scale

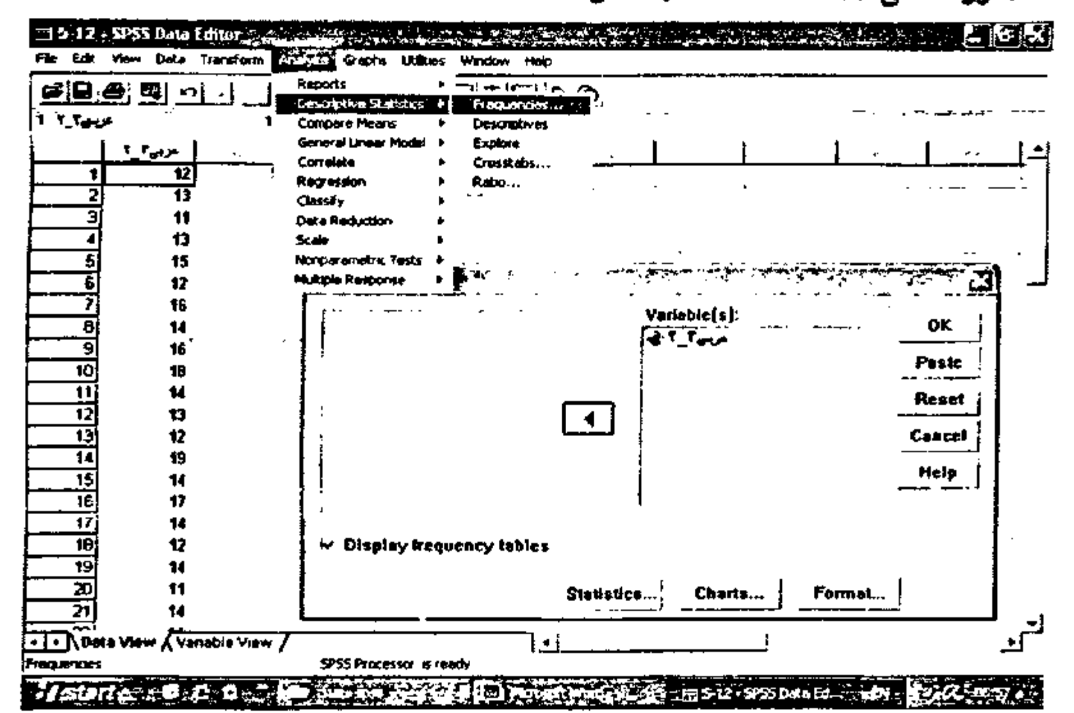
Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

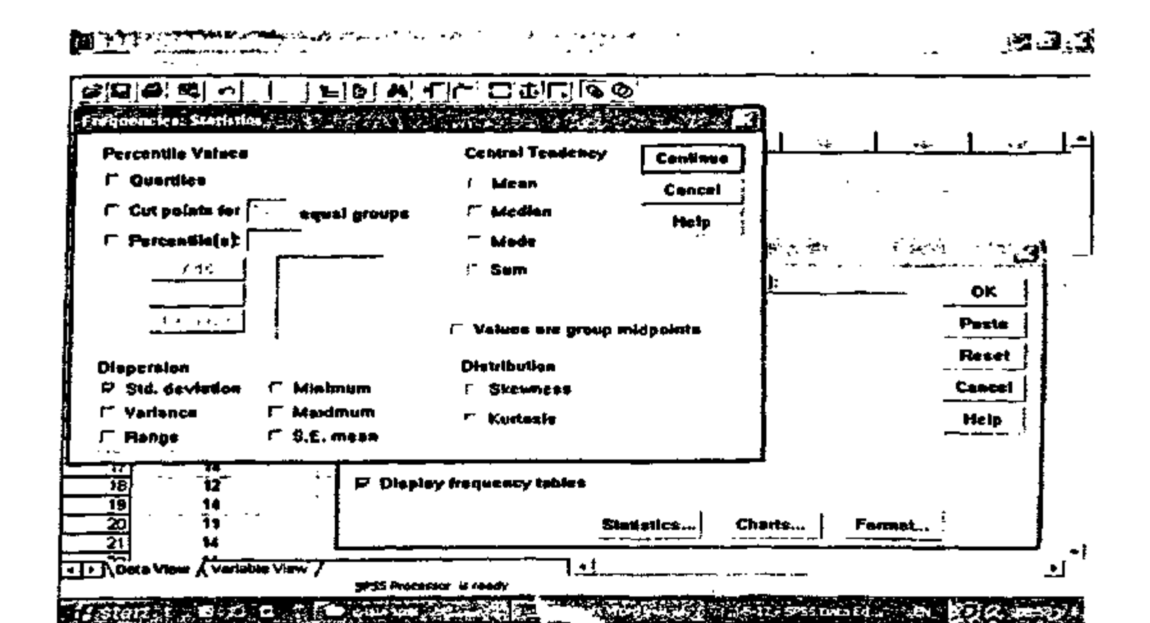
الخطوة الثانية : الانتقال إلى شاشة*data view* ، ثم كتابة البيانات الإحصائية فى العمود الخاص "عربى٣_٢" كما هو موضح بالشكل:



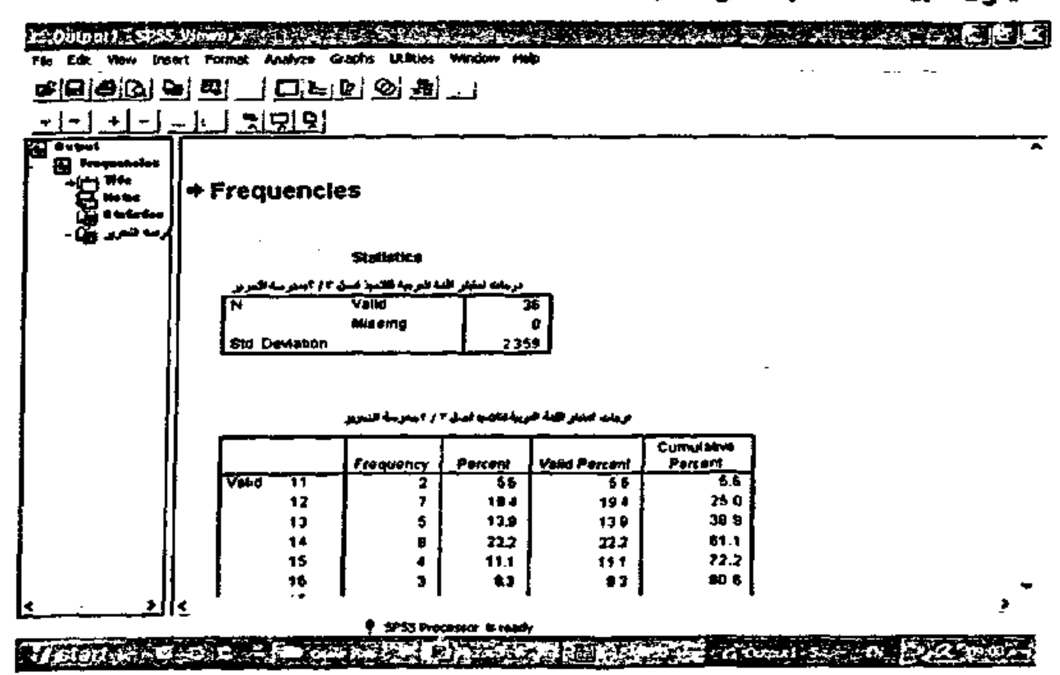
الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر *analyze* نختار الأمر *descriptive statistics* ثم الأمر الفرعي *frequencies* سيظهر مربع حوار ندرج متغير البيانات " عربى٣_٢" إلى المربع المجاور المسمى *variable(s)* كما بالشكل :



الخطوة الرابعة :بعد الضغط على الذرار *statistics* سيظهر مربع حوار، نتأكد من اختيار الإحصاءة *std. deviation* بمعنى الانحراف المعيارى و ذلك بالضغط بالماوس أمامها كما بالشكل:



الخطوة الخامسة: نضغط على الذرار *continue* سيختفى مربع الحوار الفرعي و يظل مربع الحوار الأصلى موجوداً ، ثم يتم الضغط على الذرار *ok* لنحصل على الانحراف المعيارى للبيانات كما بالشكل التالى:



Statistics

N	Valid	36
	Missing	0
Std. Deviation		2.359

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	11	2	5.6	5.6	5.6
	12	7	19.4	19.4	25.0
	13	5	13.9	13.9	38.9
	14	8	22.2	22.2	61.1
	15	4	11.1	11.1	72.2
	16	3	8.3	8.3	80.6

تدريب

قارن بين الطريقة اليدوية و طريقة *SPSS* ، و فسر قيمة الانحراف المعيارى المتحصل عليها تربوياً

ب-٢: الانحراف المعيارى للبيانات ذات القيم المختلفة كثيرة العدد : و هى البيانات (كما سلف ذكره مراراً) التى يتم جدولتها فى جدول تكرارى مبوب،و هناك قانونان يستخدمان لحساب الانحراف المعيارى لهذه النوعية من البيانات كالتالى:

$$\text{ع} = \sqrt{\frac{\text{مج ك ص}^{2}}{\text{ن}} - \left(\frac{\text{مج ك ص}}{\text{ن}}\right)^{2}} \quad .....(\text{٥-١٤})$$

حيث: ص منتصفات الفئات ، و التى تحدثنا عنها في مواضع سابقة من هذا الكتاب ، ك التكرار ، ن العدد الكلي للبيانات .

$$\text{أو : ع} = \text{ف} \times \sqrt{\frac{\text{مج ك}(\text{ح}^{/})^{2}}{\text{ن}} - \left(\frac{\text{مج ك ح}^{/}}{\text{ن}}\right)^{2}} \quad .....(\text{٥-١٥})$$

حيث: $\text{ح}^{/}$ الانحرافات الفرضية للفئات ، و الذى تحدثنا عنه في مواضع سابقة من هذا الكتاب ، ك التكرار ، ن العدد الكلي للبيانات .

و يمكن معرفة كيفية حساب الانحراف المعيارى بالقانونين السابقين و كذلك باستخدام برنامج *SPSS* من خلال المثال التالى :

مثال(٥-٢١) : قام باحث بتطبيق اختبار فى الكفاءة الذاتية ذى الدرجة الكلية ٥٠ على عينة من معلمى المرحلة الابتدائية عددهم ٣٩ معلماً و كانت درجاتهم موزعة كالتالى:

٣٣-٢٧-٤٢-٣٠-٤٢-٤٠-٤٥-٣٥-٣٦-٢٥-٤٨-٣٧-٤٤-٣٥-٣٩-٤٣-٢٩-٣٧-٤٢-
٣٨-٢١-٣٠-٣٥-٣١-٢٦-٣٨-٣٧-٤٩-٣٤-٣٥-٢٨-٢٢-٣٩-٢٩-٣٠-٣٤-٢٠-٣٨-
٣٧

و المطلوب حساب الانحراف المعيارى لهذه البيانات

الطريقة اليدوية الأولى :

البيانات السابقة تحتوى على ٢٤ قيمة مختلفة و بالتالى عدد القيم المختلفة كبير لأنه أكبر من ٢٠ ،و من ثم فلكى نتعامل معها إحصائياً لحساب الانحراف المعيارى يتم تنظيمها فى جدول تكرارى مبوب للفئات طبقاً للخطوات التالية :

الخطوة الأولى : جدولة البيانات السابقة في جدول تكراري مبوب :

الدرجات	ك
٢٠-٢٢	٣
٢٣-٢٥	١
٢٦-٢٨	٣
٢٩-٣١	٦
٣٢-٣٤	٣
٣٥-٣٧	٩
٣٨-٤٠	٦
٤١-٤٣	٤
٤٤-٤٦	٢
٤٧-٤٩	٢
المجموع	٣٩

الخطوة الثانية : يتم إضافة ٤ أعمدة للجدول السابق أحدهما يمثل ص و التي ترمز لمنتصف كل فئة ، و العمود الثاني يمثل حاصل ضرب ك في ص (ك ص) ، و العمود الثالث يمثل مربع ص (ص^2) ، و العمود الرابع يمثل حاصل ضرب ك في ص^2 (ك ص^2) كالتالي:

الفئات	ك	ص	ك ص	ص^2	ك ص^2
٢٠-٢٢	٣	٢١	٦٣	٤٤١	١٣٢٣
٢٣-٢٥	١	٢٤	٢٤	٥٧٦	٥٧٦
٢٦-٢٨	٣	٢٧	٨١	٧٢٩	٢١٨٧
٢٩-٣١	٦	٣٠	١٨٠	٩٠٠	٥٤٠٠
٣٢-٣٤	٣	٣٣	٩٩	١٠٨٩	٣٢٦٧
٣٥-٣٧	٩	٣٦	٣٢٤	١٢٩٦	١١٦٦٤
٣٨-٤٠	٦	٣٩	٢٣٤	١٥٢١	٩١٢٦
٤١-٤٣	٤	٤٢	١٦٨	١٧٦٤	٧٠٥٦
٤٤-٤٦	٢	٤٥	٩٠	٢٠٢٥	٤٠٥٠
٤٧-٤٩	٢	٤٨	٩٦	٢٣٠٤	٤٦٠٨
المجموع	٣٩		١٣٥٩		٤٩٢٥٧

الخطوة الثالثة: من الجدول السابق نجد أن : مج ك ص = ١٣٥٩ ، مج ك ص^{٢} =٤٩٢٥٧

كما أن ن= ٣٩ و بالتالى و بالتعويض فى قانون الانحراف المعيارى رقم (٥-١٤) نجد أن

$$ع = \sqrt{\frac{٤٩٢٥٧}{٣٩} - \left(\frac{١٣٥٩}{٣٩}\right)^{٢}} = ٦,٩٨$$

و بالتالى فان قيمة الانحراف المعيارى تساوى ٦,٩٨ .

الطريقة اليدوية الثانية :

رأينا كثرة العمليات الحسابية و الأرقام المستخدمة فى الطريقة السابقة و التى تمثل صعوبة لمستخدمها كما أنها عرضة للأخطاء و لذلك فإن القانون الثانى (٥-١٥) لحساب الانحراف المعيارى يعد طريقة مختصرة و يتجنب إجراء العمليات الحسابية المعقدة و خطوات حساب الانحراف المعيارى بالطريقة المختصرة كالتالى:

الخطوة الأولى: تحويل البيانات المدرجة فى التوزيع إلى جدول توزيع تكرارى مبوب كما بالشكل:

الدرجات	ك
٢٠-٢٢	٣
٢٣-٢٥	١
٢٦-٢٨	٣
٢٩-٣١	٦
٣٢-٣٤	٣
٣٥-٣٧	٩
٣٨-٤٠	٦
٤١-٤٣	٤
٤٤-٤٦	٢
٤٧-٤٩	٢
المجموع	٣٩

الخطوة الثانية: يتم إضافة ٤ أعمدة للجدول السابق أحدهما يمثل ح¯ و التى ترمز إلى الانحراف الفرضى و العمود الثانى يمثل حاصل ضرب ك فى ح¯ (ك ح¯) ، و العمود الثالث يمثل مربع ح¯ (ح¯)^{٢} ، و العمود الرابع يمثل حاصل ضرب ك فى (ح¯)^{٢}

[ك (ح¯)²] كالتالى:

الفئات	ك	ح¯	ك ح¯	(ح¯)²	ك (ح¯)²
٢٢-٢٠	٣	٥-	١٥-	٢٥	٧٥
٢٥-٢٣	١	٤-	٤-	١٦	١٦
٢٨-٢٦	٣	٣-	٩-	٩	٢٧
٣١-٢٩	٦	٢-	١٢-	٤	٢٤
٣٤-٣٢	٣	١-	٣-	١	٣
٣٧-٣٥	٩	صفر	صفر	صفر	صفر
٤٠-٣٨	٦	١+	٦+	١	٦
٤٣-٤١	٤	٢+	٨+	٤	١٦
٤٦-٤٤	٢	٣+	٦+	٩	١٨
٤٩-٤٧	٢	٤+	٨+	١٦	٣٢
المجموع	٣٩		١٥-		٢١٧

الخطوة الثالثة: من الجدول السابق نجد أن : مج ك ح¯ = -١٥، مج ك (ح¯)² =٢١٧ كما أن : ن= ٣٩، و ف = ٣ إذاً :

$$ع = ٣ \times \sqrt{\frac{٢١٧}{٣٩} - \left(\frac{-١٥}{٣٩}\right)^2} = ٦,٩٨$$

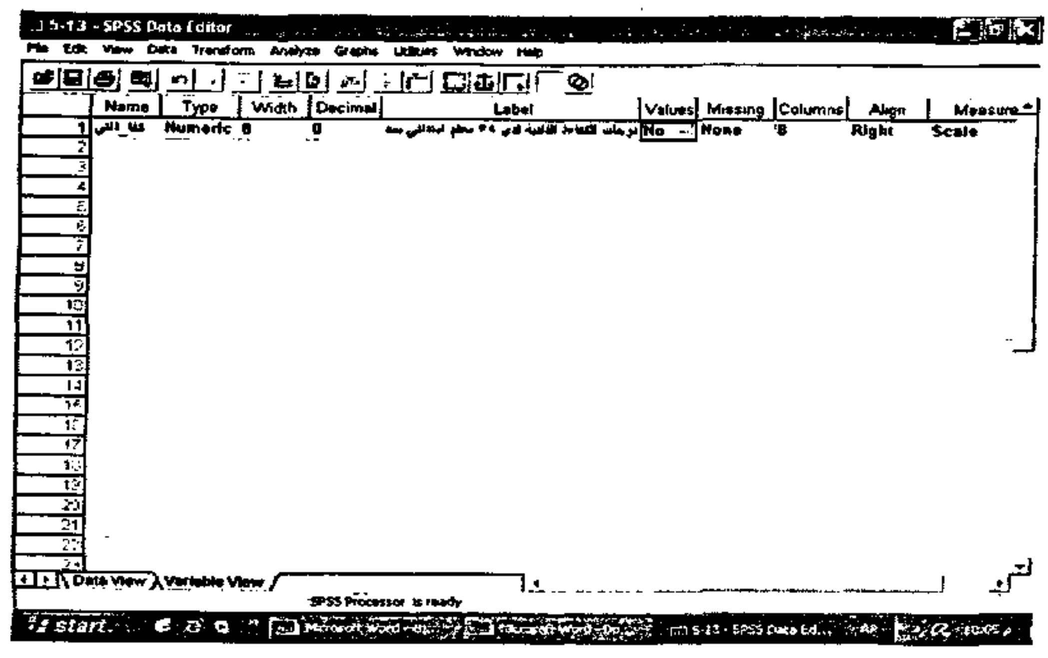
و بالتالى فإن قيمة الانحراف المعيارى تساوى ٦,٩٨

و هى نفس القيمة المتحصل عليها بطريقة منتصفات الفئات .

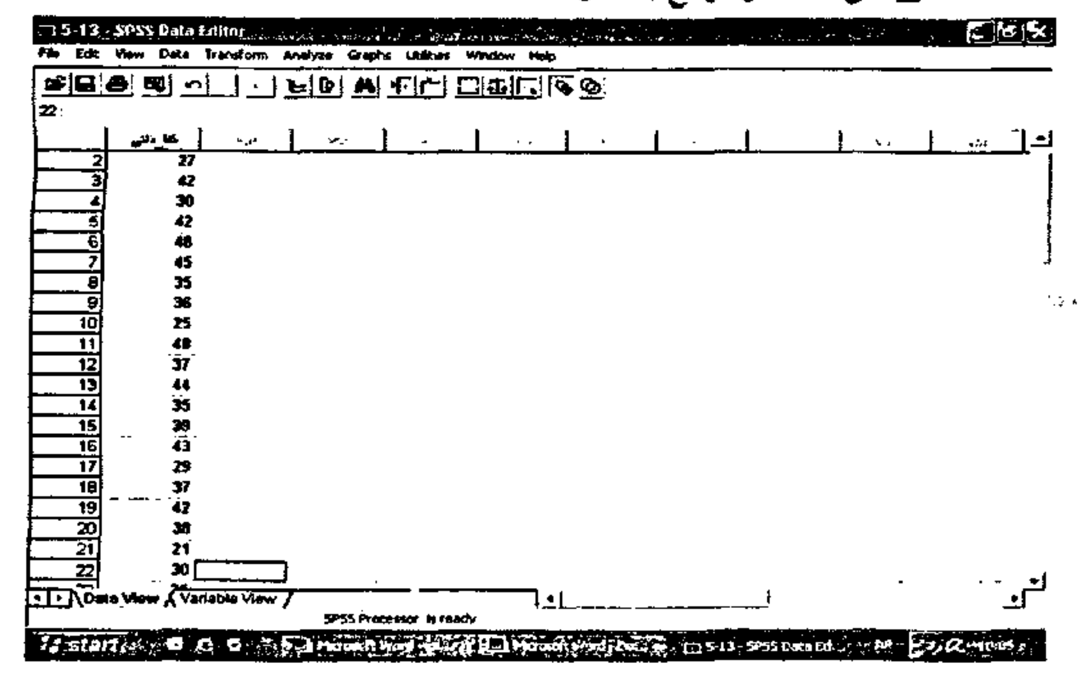
استخدام *SPSS* :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغير المطلوب التعرف على الانحراف المعيارى لبياناته ،و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص الموضحة أيضاً بالشاشة :

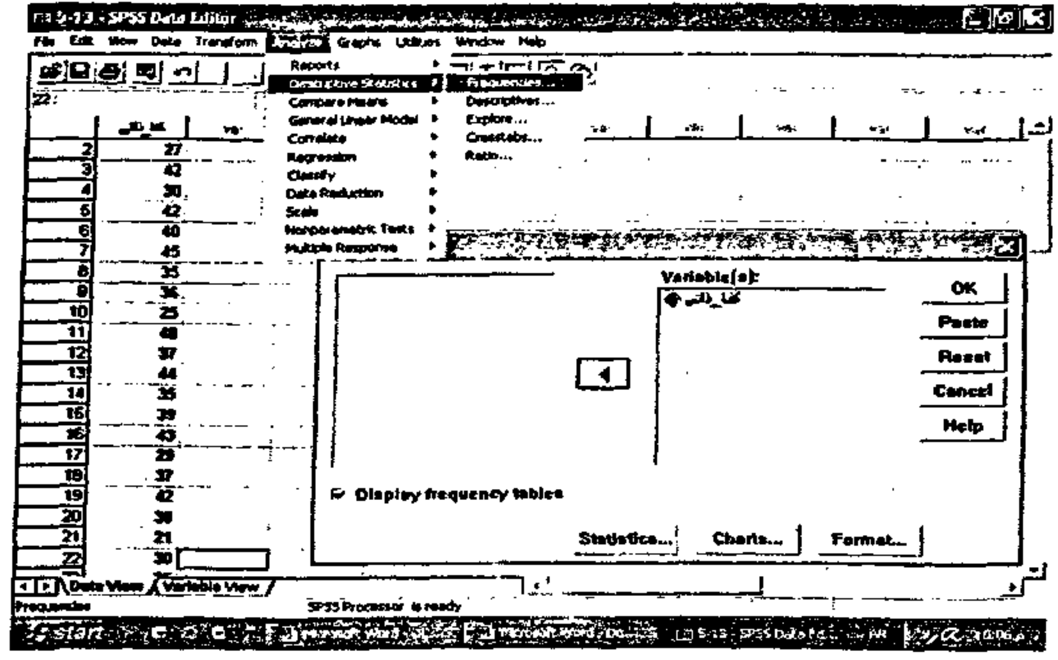
الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
كفا_ذاتي	رقمى	٨	لايوجد	درجات الكفاءة الذاتية لدى ٣٩ معلم ابتدائي بمدرسة النشية	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج



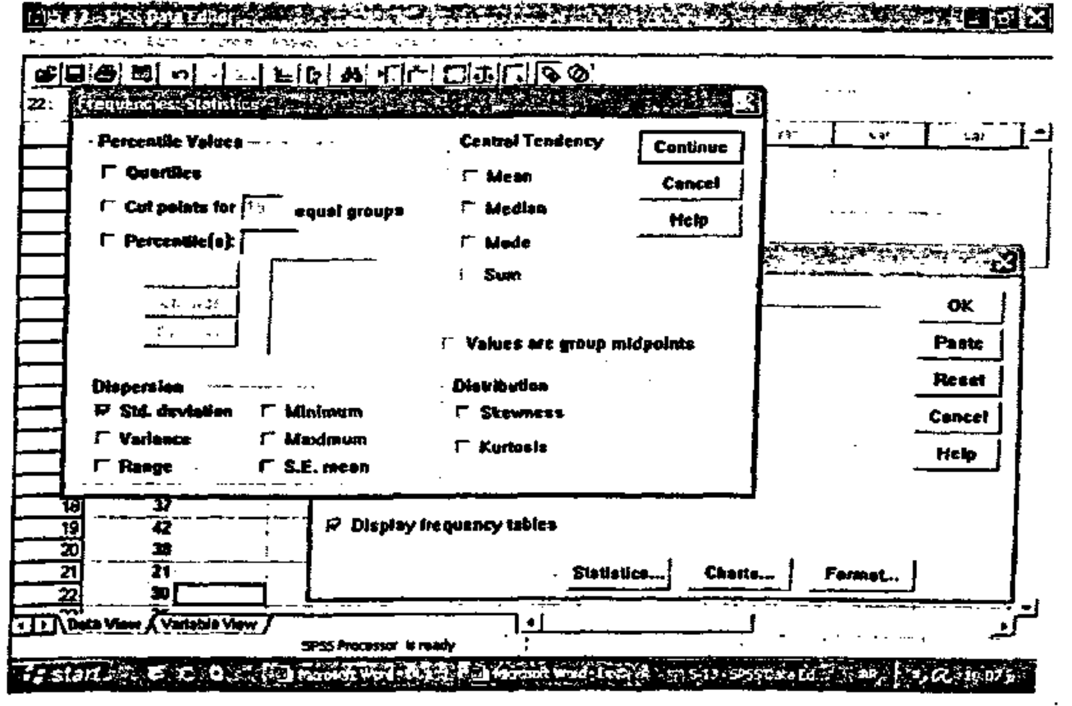
الخطوة الثانية : الانتقال إلى شاشة*data view* ، ثم كتابة البيانات الإحصائية في العمود الخاص "كفا_ذاتي" كما هو موضح بالشكل:



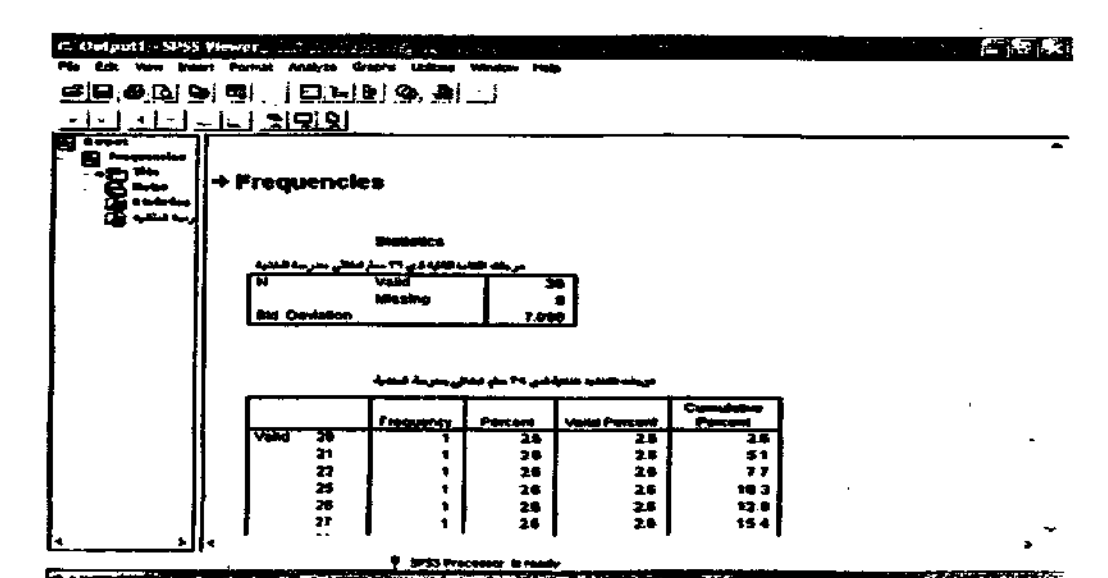
الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر *analyze* نختار الأمر *descriptive statistics* ثم الأمر الفرعي *frequencies* سيظهر مربع حوار ندرج متغير البيانات "كفا_ذاتي" إلى المربع المجاور المسمى *variable(s)* كما بالشكل :



الخطوة الرابعة :بعد الضغط على الذرار *statistics* سيظهر مربع حوار، نتأكد من اختيار الإحصاءة *std. deviation* بمعنى الانحراف المعيارى و ذلك بالضغط بالماوس أمامها كما بالشكل:



الخطوة الخامسة: نضغط على الذرار *continue* سيختفي مربع الحوار الفرعي و يظل مربع الحوار الأصلي موجوداً ، ثم يتم الضغط على الذرار *ok* لنحصل على الانحراف المعيارى للبيانات كما بالشكل التالى:



مقارنـة الطـريقتين اليـدويتين بطريقـة ***SPSS*** : يلاحـظ مـن الشـكل السـابق أن قيمـة الانحراف المعيارى تساوى ٧,٠٩ ، و هى قيمة قريبة جداً مـن القيمـة المتحصل عليهـا يدوياً (٦,٩٨) فالفرق ٠,١١ و هو فرق ضئيل و لعل هناك سببان لعدم حدوث تطابق بين القيمة المتحصل عليها بأى من الطريقتين اليدويتين من جانـب (٦,٩٨)، و طريقـة *SPSS* من جانب اخر(٧,٠٩) أولهما هو أن برنامج *SPSS* يتعامل مع درجات الحريـة (ن-١) و ليس عدد البيانات (ن) فى أى قانون يستخدم لحساب الانحـراف المعيـارى كمـا سبق و أوضحنا ، و السبب الثانى هو أن الطرق اليدوية التى تتعامل مع بيانات مبوبة تكون طرق تقريبية لأنها تتعامل مع فئات للدرجات و ليس الدرجات مباشرة

التفسير التربوى لقيمة الانحـراف المعيـارى النـاتج النتيجـة تشـير إلى أن الانحـراف المعيارى لدرجات الكفـاءة الذاتيـة لـدى معلمـى المرحلـة الابتدائيـة البـالغ عـددهم (٣٩) بمدرسة النشية يساوى (٧) تقريباً و هى قيمة كبيرة للانحراف المعيارى لأنها بعيدة عن الصفر و تدل على وجود تشتت كبير فى الدرجات بما يعنى وجود تباعد بين المعلمين فـى درجات شعورهم بالكفاءة الذاتية و قدرتهم على التدريس و التعامل مع التلاميذ ، فهناك معلمون ذوو خبرة نجد أن كفاءتهم الذاتية مرتفعة ، و هنـاك معلمـون مبتـدئون نجـد أن إحساسهم بقدرتهم على التدريس و التعامل مع التلاميذ منخفض ،و من ثم فهنـاك فـروق فردية كبيرة بين المعلمين داخل المدرسة و هنا يجب على المسئول فى المدرسـة تقليـل هـذه الفجوة بين المعلمين بأن يساعد المعلم ذو الخبرة زميله المبتدئ ،كما يتم تبادل الخبرات و الآراء بين كافة المعلمين حتى يكون كل المعلمين فى المدرسـة أو معظمهـم علـى الأقـل علـى درجة مرتفعة من الكفاءة الذاتية بما ينعكس إيجابياً على أداء التلاميذ فى المدرسة .

ثالثاً : مقاييس العلاقة:

عندما نحصل على بيانات كمية تعبر عن متغير ما و ليكن التحصيل أو الاستعداد الدراسي أو العمر أو الذكاء أو أي متغير آخر فإننا نحتاج إلى معرفة النزعة المركزية لهذه البيانات الكمية و هو ما يطلق عليه المستوى العام و الذى يمكن حسابه بواسطة المتوسط أو الوسيط أو المنوال ، كما أننا نحتاج إلى معرفة مدى تشتت هذه البيانات أي مدى تقاربها أو تباعدها من بعضها البعض و الذى يمكن حسابه بواسطة مقاييس التشتت و من أهم هذه المقاييس الانحراف المعيارى ، أيضاً نحتاج في تفسير البيانات إلى معرفة العلاقة أو الارتباط *correlation* بين المتغير الذى تعكسه هذه البيانات و متغير آخر مقاس ، فالمعلم مثلاً يحتاج إلى معرفة ارتباط دافع تلاميذه للتعلم (المتغير الأول) بتحصيلهم(المتغير الثانى) و مدير المدرسة مثلاً يحتاج إلى معرفة ارتباط رضا المعلم المهنى (المتغير الأول) بكفائته الذاتية (المتغير الثانى) و هكذا .

و الأساس في حساب الارتباط هو وجود قائمتين من الدرجات أو البيانات و هذا يمكن أن يتم بأن تكون درجات المتغيرين لنفس العينة من الأفراد بمعنى أن يكون كل فرد له زوج من البيانات أحدهما للمتغير الأول و الآخر للمتغير الثانى ، فمثلاً عند حساب معامل ارتباط الذاكرة البصرية بالتحصيل لدى التلاميذ فان كل تلميذ يكون له درجتان درجة في الذاكرة البصرية و درجة في التحصيل ،كما يمكن وجود قائمتين من الدرجات من متغير واحد و لكن على عينتين مختلفتين ، أو متغيرين على عينتين مختلفتين و لكن في الحالتين الأخيرتين لابد أن يكون هناك نوع من الارتباط السيكولوجى أو الطبيعى أو الوظيفى بين أفراد العينتين و لكن في هذه الحالة قد نقابل مشكلة اختلاف عدد الأفراد في العينتين و حيث أن معامل الارتباط يتم بين بيانات متناظرة في أزواج حيث كل بيان في مجموعة يقابله بيان مناظر في مجموعة أخرى لذلك يمكن التغلب على هذه المشكلة باستخدام المتوسط و الذى يعتبر تمثيل جيد لعدد من القيم و لعل الأمثلة الآتية توضح ذلك:

• عند حساب معامل الارتباط بين القدرة التذكرية و الابتكار لدى مجموعة من طلاب الصف الثاني الثانوي هنا ستصبح المهمة سهلة ، فكل طالب سيصبح له درجتان إحداهما في القدرة التذكرية و الأخرى في الابتكار و يمكن بإحدى الطرق التي سنعرفها بعد قليل إيجاد معامل الارتباط بين المتغيرين .

• عند حساب معامل الارتباط بين ذكاء الآباء و تحصيل أبنائهم هنا متغيرين لعينتين مختلفتين فالعينة الأولى تمثل الآباء و العينة الثانية تمثل الأبناء و لكن وجود نوع من الارتباط الطبيعي بين أفراد العينتين يجعل حساب معامل الارتباط بين متغير ما لأحدهما و متغير ما للآخر أمراً منطقياً و هنا يتم قياس الذكاء للآباء و سردها في قائمة و ليكن ١٠ قيم للذكاء مقابلة ل ١٠ آباء و هذه تمثل درجات المتغير الأول، أما درجات المتغير الثاني و هي تحصيل أبنائهم فيمكن سردها بحساب متوسط تحصيل أبناء كل أب و في هذه الحالة يكون لدينا قائمتين من الدرجات أحدهما لذكاء الآباء و الآخر لتحصيل أبنائهم(كل قيمة عبارة عن متوسط تحصيل الأبناء لكل أب) ، و بذلك يمكن حساب معامل الارتباط بسهولة .

• عند حساب معامل الارتباط بين الكفاءة الذاتية للمعلم و التوافق الاجتماعي لدى تلاميذه هنا متغيرين لعينتين مختلفتين فالعينة الأولى تمثل المعلمين و العينة الثانية تمثل تلاميذه و لكن وجود نوع من الارتباط السيكولوجي بين أفراد العينتين يجعل حساب معامل الارتباط بين متغير ما لأحدهما و متغير ما للآخر أمراً منطقياً و هنا يتم قياس الكفاءة الذاتية للمعلمين و سردها في قائمة و ليكن ٢٠ قيمة للكفاءة الذاتية مقابلة ل ٢٠ معلم و هذه تمثل درجات المتغير الأول أما درجات المتغير الثاني و هو التوافق الاجتماعي لدى تلاميذهم فيمكن سردها بحساب متوسط التوافق الاجتماعي لتلاميذ كل معلم و في هذه الحالة يكون لدينا قائمتين من الدرجات أحدهما للكفاءة الذاتية للمعلم و الآخر للتوافق الاجتماعي لدى تلاميذه و بذلك يمكن حساب معامل الارتباط بسهولة ، و هناك مثال يوضح ذلك عند توضيح أسلوب تحليل

المسار الذى يعتمد على معامل الارتباط و تحديداً معامل ارتباط بيرسون (و هو المثال المقتبس من رسالة الدكتوراة الخاصة بالمؤلف) .

•عند حساب معامل الارتباط بين الالتزام المهنى لدى مديرى المدارس و الالتزام المهنى لدى معلميهم هنا متغير وحيد لعينتين مختلفتين فالعينة الأولى تمثل المديرين و العينة الثانية تمثل المعلمين و لكن وجود نوع من الارتباط الوظيفى بين أفراد العينتين يجعل حساب معامل الارتباط بين متغير ما لأحدهما و متغير ما للآخر أمراً منطقياً و هنا يتم قياس الالتزام المهنى لمديرى المدارس و سرده فى قائمة و ليكن ٢٠ قيمة للالتزام المهنى مقابلة ل ٢٠ مدير و هذه تمثل درجات المتغير الأول أما درجات المتغير الثانى و هو الالتزام المهنى لدى معلميهم فيمكن سرده بحساب متوسط الالتزام المهنى لعلمى كل مدير مدرسة و فى هذه الحالة يكون لدينا قائمتين من الدرجات أحدهما للالتزام المهنى للمديرين و الآخر للالتزام المهنى لدى معلميهم و بذلك يمكن حساب معامل الارتباط بسهولة .

• و قد لا نحتاج إلى حساب المتوسط عندما يكون قيمة فى عينة يقابله قيمة وحيدة فى العينة الأخرى مثل حساب معامل الارتباط بين ذكاء أبناء العم ، أو معامل الارتباط بين أسلوب تفكير الأصدقاء أو بين القدرة على حل المشكلات لدى الأزواج (و ضح ذلك ؟) .

حدود معامل الارتباط:

يقاس معامل الارتباط بمقياس إحصائي يسمى معامل الارتباط و يرمز له بالرمز (ر) ، وأقصى قيمة لمعامل الارتباط و التى لا يمكن أن يزيد عليها بأى صورة من الصور هى (+١) ، كما أن أقل قيمة لمعامل الارتباط و التى لا يمكن أن ينقص عنها بأى صورة من الصور (–١)، و فى الغالب تكون قيمة معامل الارتباط قيمة محصورة بين +١ و – ١ و خاصة فى المجال السيكولوجى بمعنى أن معامل الارتباط فى الغالب يكون كسر موجب أو كسر سالب أما وصول معامل الارتباط إلى القيمتين المطلقتين +١

و -١ لا يتم إلا في الظواهر الطبيعية فقط و فيما يلي عرض القيم المختلفة المحتملة لمعامل الارتباط :

- ر=+١ بمعنى أن العلاقة موجبة دائماً بين المتغيرين و هذا يعنى أن الزيادة فى المتغير الأول يقابلها دائماً زيادة فى المتغير الثانى ، و هذا لا يحدث إلا فى المجال الطبيعى فقط مثل العلاقة بين لزوجة الغاز و درجة حرارته حيث تزداد لزوجة الغازات بارتفاع درجة الحرارة دائماً .
- صفر<ر<+١ بمعنى أن العلاقة جزئية موجبة بين المتغيرين مثل القيم ٠,٦٩ ، ٠,٧٨ ، ٠,٤٥ و هكذا فجميع هذه القيم لمعاملات الارتباط قيم جزئية موجبة ، و هذا يعنى أن الزيادة فى المتغير الأول يقابلها زيادة فى المتغير الثانى إلا أن ذلك لا يحدث بصورة دائمة فقد يزداد المتغير الأول دون حدوث زيادة فى المتغير الثانى أو حدوث نقصان له ، و هذا لا يحدث إلا فى المجال الإنسانى فقط مثل العلاقة بين درجات الطالب في الثانوية العام و درجاته فى الجامعة فمع ارتفاع درجة الطالب فى الثانوية العامة يزداد تحصيله الجامعي إلا أن ذلك لا يحدث بصورة دائمة فقد تكون درجة طالب مرتفعة فى الثانوية العامة و لكن ينخفض تحصيله الجامعي و العكس صحيح
- ر= صفر بمعنى وجود علاقة صفرية بين المتغيرين فأى تغير في أحد المتغير لا يتأثر من قريب و لا من بعيد بالتغير فى المتغير الآخر و هذا يحدث فى المتغيرات غير المرتبطة ببعضها البعض مثل العلاقة بين وزن الفرد و حب الاستطلاع، و أحياناً تكون قيمة معامل الارتباط أكبر من الصفر أو أصغر من الصفر و مع ذلك يطلق على العلاقة أنها صفرية و هذا ما سنذكره عند شرح دلالة معامل الارتباط .
- صفر>ر>-١ بمعنى أن العلاقة جزئية سالبة بين المتغيرين مثل القيم -٠,٥٦ ، -٠,٨٩ ، -٠,٢٩ و هكذا فجميع هذه القيم لمعاملات الارتباط قيم جزئية سالبة ، و هذا يعنى أن الزيادة فى المتغير الأول يقابلها نقص فى المتغير الثانى

إلا أن ذلك لا يحدث بصورة دائمة فقد يزداد المتغير الأول دون حدوث نقصان في المتغير الثاني أو حدوث زيادة له ، و هذا لا يحدث إلا في المجال الانساني فقط مثل العلاقة بين الذكاء الاجتماعي و الاضطرابات النفسية فمع ارتفاع درجة الذكاء الوجداني تتناقص حدة الاضطرابات النفسية إلا أن ذلك لا يحدث بصورة دائمة فقد يكون هناك ارتفاع في درجة الذكاء الوجداني و لكن مع ذلك تظهر بعض الاضطرابات النفسية لدى الفرد و العكس صحيح .

- ر=-١ بمعنى أن العلاقة سالبة دائماً بين المتغيرين و هذا يعني أن الزيادة في المتغير الأول يقابلها دائماً نقصان في المتغير الثاني ، و هذا لا يحدث إلا في المجال الطبيعي فقط مثل العلاقة بين الضغط و الحجم فكلما زاد الضغط تناقص الحجم .

و لكن ما هي المقاييس الإحصائية التي يمكن استخدامها للتعرف على العلاقة بين متغيرين؟

ملاحظة

هناك العديد من المقاييس الإحصائية التي من المكن استخدامها للتعرف على العلاقة بين متغيرين ،و لكن فضل المؤلف تناول أكثر هذه المقاييس شيوعاً و استخداماً ،و اختيار هذه المقاييس في المعالجة الإحصائية يتوقف على طبيعة البيانات كما سنرى في الأمثلة التالية :

١- معامل الارتباط التتابعي لبيرسون (ربيرسون):

***متى أستخدم** ربيرسون ؟

أ- عندما تكون بيانات المتغيرين ذات مدلول كمي، مثل درجات التحصيل، الذكاء، الطول ، القدرة التذكرية ، فالدرجة على أي متغير من هذه المتغيرات لها مدلول كمي ، و لكن متغيرات مثل أرقام التليفونات ، أو أرقام الجلوس أو نوع المعلمين (ذكر-أنثى) ، هذه المتغيرات لا يمكنني أن أستخدم معها ربيرسون .

ب- يرتبط بالشرط السابق أن يكون مستوى القياس في كلا المتغيرين من النوع المسافي

جـ- العلاقة بين المتغيرين خطية (و هو شرط أساسي لاستخدام ربيرسون) .

و هناك صيغ مختلفة لهذا المعامل منها ما يعتمد على الدرجات المعيارية للمتغيرين أو على انحراف درجات كل متغير عن المتوسط أو على الدرجات الخام مباشرة و لكن أكثر هذه الصيغ استخداماً هي الصيغة التي تعتمد على الدرجات الخام مباشرةً و صورتها كالتالي:

$$ر_{\text{بيرسون}} = \frac{\text{ن مج س ص} - \text{مج س} \times \text{مج ص}}{\sqrt{[\text{ن مج س}^2 - (\text{مج س})^2] \times [\text{ن مج ص}^2 - (\text{مج ص})^2]}} \quad .....(١٦-٥)$$

حيث س ترمز إلى درجات المتغير الأول ، ص ترمز إلى درجات المتغير الثاني ، و ن ترمز إلى عدد أزواج الأرقام المتناظرة بين س و ص .

***دلالة معامل ارتباط بيرسون .**

ان الحكم على وجود علاقة ما بين متغيرين لا يتحقق مباشرة من خلال قيمة معامل الارتباط و لكن من خلال مدى الدلالة الإحصائية لهذا العامل و معامل الارتباط الدال إحصائياً يعني أن الارتباط بين المتغيرين يرجع إلى طبيعتهما وقبل شرح هذه النقطة نتساءل متى يكون معامل الارتباط دال إحصائياً ؟ يكون معامل الارتباط دال إحصائياً إذا كانت قيمته التي تم التوصل إليها (القيمة المحسوبة) أكبر من أو تساوى القيمة المقابلة لدرجات الحرية(ن-٢) في الجدول الإحصائي الخاص بمعامل الارتباط و هو ما يسمى أحياناً جدول القيم الحرجة *critical values* لمعاملات ارتباط بيرسون ،حيث ن عدد أزواج البيانات التي تم حساب معامل الارتباط بينهما ،و العلاقة الدالة تعني أن العلاقة بين المتغيرين ترجع إلى طبيعتهما فمثلاً عند وجود علاقة دالة بين الذكاء و القدرة الإبتكارية فهذا يرجع إلى أن كل من الذكاء و الابتكار يملكان في طبيعتهما بعض الخصائص المشتركة التي جعلت بينهما علاقة دالة ، أما إذا كانت القيمة المحسوبة لمعامل الارتباط أقل من القيمة الجدولية تكون قيمة العامل غير دالة إحصائية و حينئذ نحكم على وجود علاقة صفرية بين المتغيرين بمعنى عدم وجود علاقة بين المتغيرين ، فمثلاً عند وجود قدر ما غير دال

من الارتباط بين الطول و الذكاء مقداره ٠,٢١ فهذا يرجع لعدم وجود خصائص مشتركة يمكن أن تربط بين هذين التغيرين و هذا ما جعل العلاقة صفرية أو غير دالة

و فيما يلى كيفية حساب ر بيرسون يدويا وباستخدام *spss* :

مثال (٥-٤١) : أجرى باحث اختبارين على مجموعة من المفحوصين عددهم (١٤) مفحوصاً أحد الاختبارين يقيس الطلاقة الفكرية (س) ذى الدرجة الكلية (٢٠) ، و الاختبار الآخر يقيس القدرة التذكرية (ص) ذى الدرجة الكلية (٢٥) و درجات المفحوصين موضحة كالتالى:

المفحوصون	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤
س	٤	٩	٧	١٣	١٠	١٧	١٤	١١	١٥	١٨	٩	١٢	١٤	١٦
ص	١٠	١٢	٩	١١	٩	١٣	١٩	٢١	١٨	٢٣	١٢	١٤	١٣	٧

و المطلوب اختبار الفرض البحثي : توجد علاقة بين الطلاقة الفكرية و القدرة التذكرية

الطريقة اليدوية

ان بيانات كل من التغيرين كمية و مستوى قياسهما مسافي ،كما أن العلاقة بين التغيرين تقترب من الخطية لذلك يمكننا تطبيق ر بيرسون كالتالى :

تدريب

أثبت العلاقة الخطية بين المتغيرين السابقين في ضوء ما درسته في الفصل الثاني

الخطوة الأولى: سرد قائمتي المتغيرين في عمودين (س) و (ص) و إضافة ٣ أعمدة إليهم هى $س^2$ ، $ص^2$ ، س ص و إيجاد مجموع درجات كل عمود من الأعمدة الخمس كالتالى:

س	ص	$س^2$	$ص^2$	س ص
٤	١٠	١٦	١٠٠	٤٠
٩	١٢	٨١	١٤٤	١٠٨
٧	٩	٤٩	٨١	٦٣
١٣	١١	١٦٩	١٢١	١٤٣
١٠	٩	١٠٠	٨١	٩٠
١٧	١٣	٢٨٩	١٦٩	٢٢١
١٤	١٩	١٩٦	٣٦١	٢٦٦
١١	٢١	١٢١	٤٤١	٢٣١
١٥	١٨	٢٢٥	٣٢٤	٢٧٠
١٨	٢٣	٣٢٤	٥٢٩	٤١٤
٩	١٢	٨١	١٤٤	١٠٨
١٢	١٤	١٤٤	١٩٦	١٦٨
١٤	١٣	١٩٦	١٦٩	١٨٢
١٦	٧	٢٥٦	٤٩	١١٢
١٦٩	١٩١	٢٢٤٧	٢٩٠٩	٢٤١٦

الخطوة الثانية: بالتعويض من الجدول السابق في قانون بيرسون(٥-١٦) حيث:

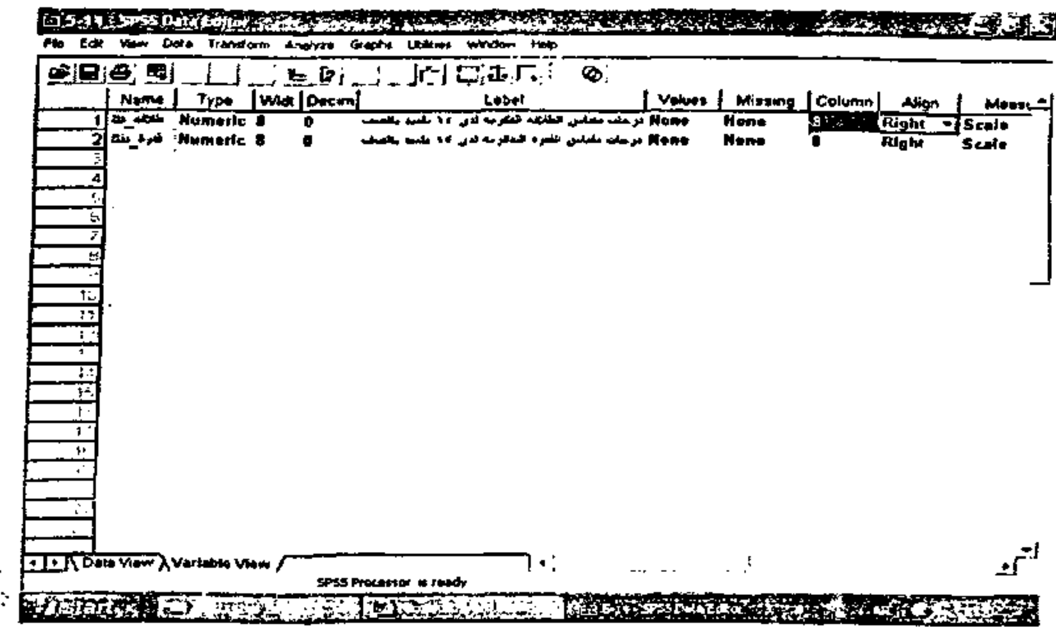
ن = ١٤ ، مج س= ١٦٩ ، مج ص= ١٩١ ،مج $س^2$ = ٢٢٤٧ ، مج $ص^2$=٢٩٠٩ ، مج س ص = ٢٤١٦

$$\text{نجد أن: } ر_{\text{بيرسون}} = \frac{١٤\times ٢٤١٦ - ١٦٩\times ١٩١}{\sqrt{[\,١٤\times ٢٢٤٧ - (١٦٩)^{٢}\,]\times[\,١٤\times ٢٩٠٩ - (١٩١)^{٢}\,]}} = ٠,٤٤$$

استخدام *spss* :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص كل من المتغيرين المطلوب التعرف على معامل ارتباط بيرسون بينهما ،و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص و الموضحة أيضاً بالشاشة :

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
طلاقة_فك	رقمي	٨	لايوجد	درجات مقياس الطلاقة الفكرية لدى ١٤ تلميذ بالصف الثاني الثانوي بمدرسة السلام	لايوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج
قدرة_تذك	رقمي	٨	لايوجد	درجات مقياس القدرة التذكرية لدى ١٤ تلميذ بالصف الثاني الثانوي بمدرسة السلام	لايوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج



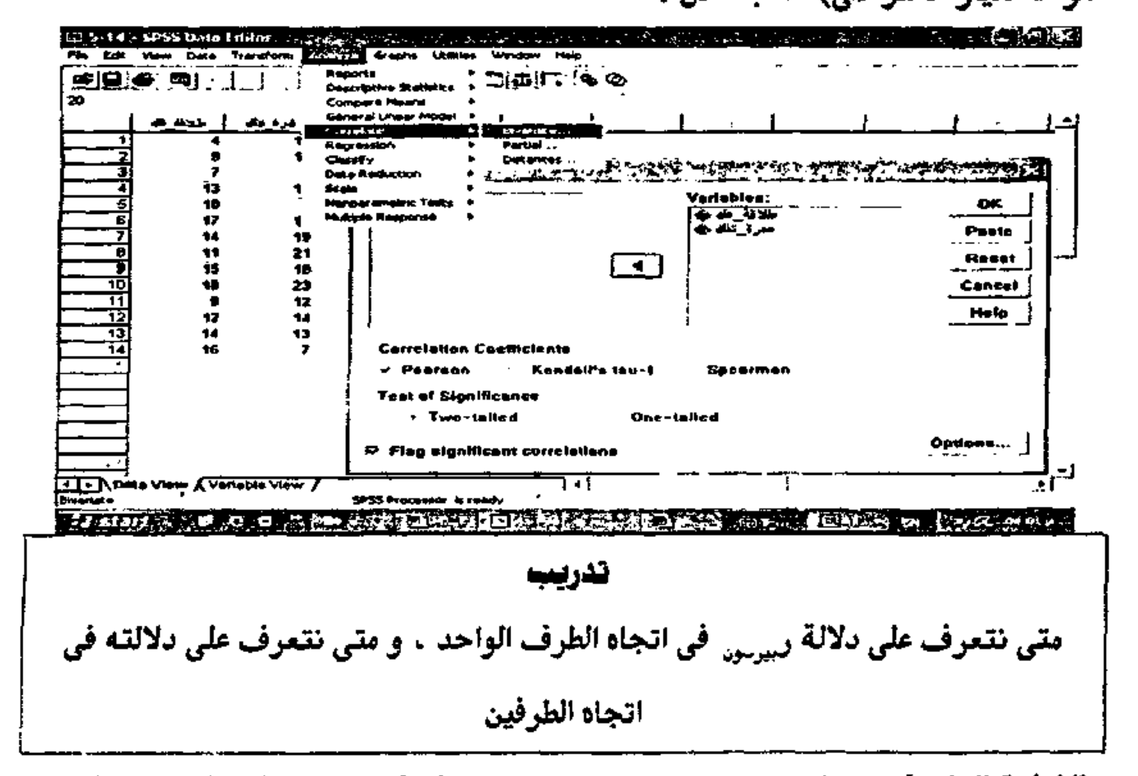
الخطوة الثانية : الانتقال إلى شاشة *data view* ، ثم كتابة البيانات الإحصائية في العمودين "طلاقة_فك" ، "قدرة_تنك" كما هو موضح بالشكل :

SPSS Data Editor

	طلاقة_فك	قدرة_تنك
1	4	10
2	9	12
3	7	9
4	13	11
5	10	9
6	17	13
7	14	19
8	11	21
9	15	18
10	18	23
11	9	12
12	12	14
13	14	13
14	16	7

الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر *analyze* نختار الأمر *correlate* ثم الأمر الفرعي *bivariate* سيظهر مربع حوار ندرج متغيريي البيانات "طلاقة_فك"،"قدرة_تذك" إلى المربع المجاور المسمى *variables* ، ثم نستقر على الاختيار *pearson* (و هو يعبر عن معامل الارتباط التتابعي لبيرسون)(و هو الاختيار الا فتراضي)،و كذلك اختيار *flag significant correlations* للتعرف على مستوى دلالة المعامل، كما أن هناك اختبار لدلالة

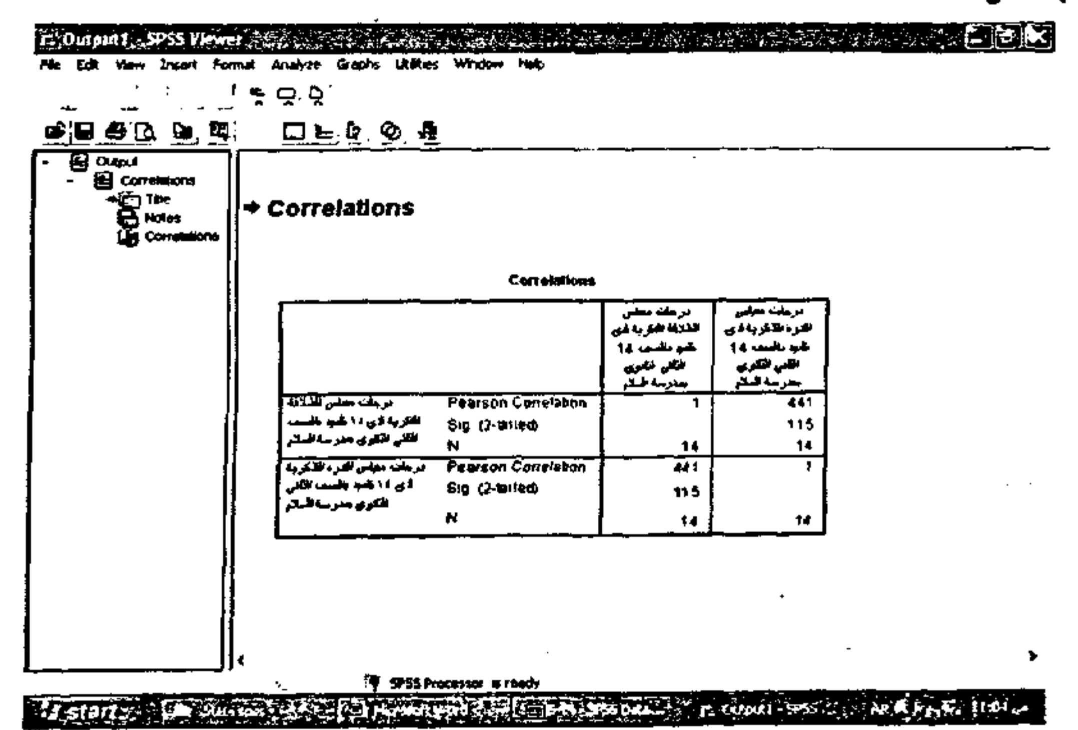
الطرفين *two-tailed* و دلالة الطرف الواحد *one –tailed* (سنستقر على دلالة الطرفين) (و هو الاختيار الافتراضي) كما بالشكل :



تدريب

متى نتعرف على دلالة بيرسون في اتجاه الطرف الواحد ، و متى نتعرف على دلالته في اتجاه الطرفين

الخطوة الرابعة بعد الضغط على الدرار *ok* نحصل على قيمة بيرسون دلالته الإحصائية كما بالشكل :



Correlations

		[illegible]	[illegible]
[illegible]	Pearson Correlation	1	441
	Sig (2-tailed)		115
	N	14	14
[illegible]	Pearson Correlation	441	1
	Sig (2-tailed)	115	
	N	14	14

مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *spss* :

	الطريقة اليدوية	طريقة *spss*
القيمة	٠,٤٤	٠,٤٤
الدلالة	• ر بيرسون المحسوبة تساوى ٠,٤٤ . • ر بيرسون الجدولية (درجات حرية ١٢ ، دلالة طرفين ، مستوى ٠,٠١) =٠,٦٦١ • ر بيرسون الجدولية (درجات حرية ١٢ ، دلالة طرفين ، مستوى ٠,٠٥) =٠,٥٣٢ • إذاً : ر بيرسون غير دالة .	• منطقة الشك =٠,١١٥ عند دلالة الطرفين . • إذاً ر بيرسون غير دالة .
الفرض المصاغ	رفض الفرض الذى تمت صياغته "توجد علاقة بين طلاقة الفكرية و القدرة التذكرية"	

ملاحظة

عند عرض مستوى دلالة أى معامل إحصائى بواسطة برنامج *spss* يقوم البرنامج بعرض القيمة الاحتمالية للشك فى رفض الفرض الصفرى *rejecting null hypothesis* ، أى الشك فى قبول الفرض البديل ، و أعلى احتمالية شك يمكن التغاضى عنها فى البحوث النفسية هى (٠,٠٥)و لو زاد مستوى الشك على (٠,٠٥) سيزداد بالتالى مستوى شكنا فى رفض الفرض الصفرى أى سيزداد شكنا فى قبول الفرض البديل و بالتالى سنقبل الفرض الصفرى ، كما أننا عند تفسير الدلالة المعروضة نحولها إلى مستويى الدلالة المتعارف عليهما فى البحوث النفسية و التربوية و هما (٠,٠٥) أو (٠,٠١) ،فاذا كان مستوى الشك المعروض أعلى من (٠,٠٥) نقول أن النتيجة غير دالة ، و إذا كان مستوى الشك المعروض يساوى ٠,٠٥ حتى أعلى من ٠,٠١ نقول أن النتيجة دالة عند مستوى ٠,٠٥ ، و إذا كان مستوى الشك المعروض يساوى ٠,٠١ فأقل نقول أن النتيجة دالة عند مستوى ٠,٠١

التفسير التربوى لمعامل ارتباط بيرسون الناتج :

أثبتت النتائج عدم وجود علاقة دالة بين متغيريى الطلاقة الفكرية و القدرة التذكرية بما يعنى أنهما مختلفان فالطلاقة الفكرية تعنى قدرة الفرد على انتاج أفكار من وحى الخيال و تنم عن خلفية ابتكارية ، أما القدرة التذكرية فتعنى قدرة الفرد على استرجاع مثيرات

سابقة بصرية أو سمعية دون أن يتدخل في تعديل هذه المثيرات و لذلك وجدنا عدم وجود علاقة بينهما ، و ربما يستفيد المعلم من ذلك في ضرورة أن يجنّب تلاميذه الحفظ الأصم و أن يعودهم على الملكات الابتكارية .

٢-معامل ارتباط الرتب لسبيرمان (رسبيرمان):

***متى أستخدم رسبيرمان ؟**

أ- عندما تكون بيانات المتغيرين ذات مدلول كمي، مثل درجات التحصيل، الذكاء، الطول ، القدرة التذكرية ، تقديرات المواد(جيد-ممتاز-....)، مستويات الذكاء(ذكي-ذكي جدا-.....) ، فكل هذه البيانات و ما شابهها من بيانات لها مدلول كمي سواء بصورة مباشرة مثل درجات الذكاء مثلاً ، أو بصورة غير مباشرة مثل مستويات الذكاء (و التي لها خلفية كمية ، مما يسمح بترتيبها و هكذا) ، و لكن متغيرات مثل أرقام التليفونات ، أو أرقام الجلوس أو نوع المعلمين (ذكر-أنثى) و ما شابهها من متغيرات لا يمكن ترتيب بياناتها و بالتالي لا يمكنني أن أستخدم معها رسبيرمان.

ب- يرتبط بالشرط السابق أن يكون مستوى القياس في كلا المتغيرين من النوع الرتبي

و الشرطان السابقان يعنيان أن بيانات كل من المتغيرين لا بد أن تكون في الأصل كمية ، حتى لو كانت هذه البيانات معروضة في صورة نوعية و لكن العبرة بأصل البيانات فمثلا متغير مثل مستوى الذكاء(عبقري-ذكي جدا-ذكي-متوسط-دون المتوسط-غبي-متخلف عقليا) هذا المتغير بالرغم من أن بياناته تأخذ طابع نوعي إلا أنها كانت في الأصل كمية(نسب الذكاء) بدليل أننا يمكننا أن نرتبها أي نحولها إلى مستوى قياس رتبي ، و قس على ذلك العديد من المتغيرات هنا يمكن استخدام رسبيرمان حيث يهدف هذا المعامل إلى حساب العلاقة بين متغيرين تم تحويلهما إلى بيانات رتبية نظراً لأننا لا نستطيع أن نتعامل مباشرة مع البيانات و لكن يمكننا التعامل مع رتب البيانات مثل متغير التقديرات الجامعية ممتاز-جيد جداً-جيد-مقبول ، أو مستويات الذكاء عبقري-ذكي-متخلف عقلياً ، هذا النوع من

البيانات يستحيل التعامل معه مباشرة باستخدام قانون بيرسون للارتباط لذلك يتم تحويله إلى ترتيب و في هذه الحالة نستخدم قانون سبيرمان للرتب ، كما نلجأ أيضاً إلى تحويل البيانات إلى رتب في حالة البيانات الكمية الكبيرة في القيم وخاصة عندما نحسب معامل الارتباط بالطريقة اليدوية فمثلاً إذا أردت أن تحسب معامل الارتباط بين متغيرين درجاتهم تأخذ قيماً كبيرة مثل القيم ١٦٦٩ ، ١٢٤٥ ، ٢٠١٧ و هكذا هذه القيم كبيرة لدرجة يصعب معها التعامل مباشرة باستخدام معامل الارتباط التتابعي لبيرسون و الذى يتطلب جمع الدرجات و جمع مربعات الدرجات و ضرب كل رقمين متناظرين مما يمثل صـ وبة كما يزيد من احتمالية الخطأ عند التعامل مع هذه الأرقام يدوياً أو حتى باستخدام الآلة الحاسبة ، لذلك يتم تحويل الأرقام إلى رتب يسهل التعامل معها باستخدام معامل ارتباط الرتب لسبيرمان فمثلاً إذا حصل الطالب على المجموع ١٠١٤ و كان ترتيبه ٣ فان التعامل مع الرتبة ٣ أسهل بصورة لا يمكن وصفها من التعامل مع العدد١٠١٤ ، كما أن $ر_{سبيرمان}$ ينتمى إلى الإحصاء اللابارامترى و الذى لا يلتزم بافتراضات التوزيع (الاعتدالية مثلاً) .

و الصيغة العامة لقانون سبيرمان كالتالى:

$$ر_{سبيرمان} = ١ - \frac{٦ \text{ مج } ق^{٢}}{ن(ن^{٢}-١)} \quad .....(٥-١٧)$$

حيث $ر_{سبيرمان}$ معامل ارتباط الرتب لسبيرمان ، ق فرق الترتيب بين كل درجة من درجات المتغير الأول (س) و ترتيب الدرجة المناظرة لها في المتغير (ص) ، ن عدد أزواج البيانات كما سبق ذكره .

فمثلاً اذا كانت ترتيب الدرجة في المتغير الأول ٥ و ترتيب الدرجة المناظرة لها في المتغير الثانى ٧ فان فرق الترتيب لهذا الزوج من البيانات(ق) = ٥-٧ =-٢ .

دلالة معامل ارتباط الرتب لسبيرمان:

يتم مقارنة القيمة التى تم الحصول عليها لمعامل ارتباط الرتب لسبيرمان (القيمة المحسوبة) ، بالقيمة المستخرجة من الجداول الإحصائية الخاصة بمعامل ارتباط الرتب لسبيرمان (القيمة الجدولية) ،و القابلة لعدد أزواج البيانات أو الرتب يعنى (ن) و ليس

ن-٢ كما فى طريقة بيرسون ، فإذا كانت القيمة المحسوبة أكبر من أو تساوى القيمة الجدولية كان الارتباط دالاً أما إذا كانت القيمة المحسوبة أقل من القيمة الجدولية كان الارتباط غير دال .

العلاقة بين رسبيرمان و ربيرسون: إن قائمتى الترتيب اللذان يحويان ترتيب كل بيان من بيانات المتغيرين يمكن اعتبارهما درجات كمية فى حد ذاتهما و التعامل معهما مباشرة باستخدام طريقة بيرسون (المعادلة رقم (٥-١٦)) لنصل إلى نتيجة تساوى بالضبط النتيجة التى توصلنا إليها باستخدام قانون سبيرمان .

تدريب
حاول أن تتأكد من العلاقة السابقة من خلال المثال التالى

مثال (٥-١١): أراد باحث أن يتعرف على العلاقة بين التقديرات الجامعية(س) التى حصل عليها ٥ طلاب فى مادة التربية العملية بتقديراتهم النهائية فى العام الدراسى(ص) فحصل على البيانات الآتية :

المفحوصون	١	٢	٣	٤	٥
س	جيد	مقبول	جيد جدا	ضعيف	ممتاز
ص	جيد جدا	جيد	مقبول	ضعيف	ممتاز

و المطلوب اختبار الفرض البحثى أنه توجد علاقة إيجابية بين متغيرى التقدير فى التربية العملية و التقدير التراكمى لدى طلاب كلية التربية .

نظراً لأن بيانات المتغيرين كانت فى الأصل كمية لذا فهى قابلة للترتيب و بالتالى يمكننا استخدام رسبيرمان كالتالى:

الطريقة اليدوية :

الخطوة الأولى: سرد قائمتى المتغيرين فى عمودين (س) و (ص) و إضافة ٤ أعمدة إليهما هما : العمود الأول تس يمثل ترتيب درجات المتغير س ،العمود الثانى تص يمثل ترتيب درجات المتغير ص ،العمود الثالث ق يمثل الفرق بين ترتيب كل بيان من بيانات س و ترتيب البيان المناظر له من بيانات ص ،العمود الرابع يمثل مربع فرق الترتيب ق٢

ثم إيجاد مجموع أرقام العمود الأخير مج ق^2 كالتالى:

س	ص	ت$_{ص}$	ت$_{س}$	ق	ق^2
جيد	جيد جدا	٣	٢	١	١
مقبول	جيد	٤	٣	١	١
جيد جدا	مقبول	٢	٤	٢-	٤
ضعيف	ضعيف	٥	٥	٠	٠
ممتاز	ممتاز	١	١	٠	٠
المجموع					٦

الخطوة الثانية: بالتعويض من الجدول السابق في قانون سبيرمان حيث:

ن = ٥ ، مج ق^2 = ٦

$$\text{نجد أن: } ر_{سبيرمان} = ١ - \frac{٦ \times ٦}{٥ \times (٢٥-١)} = ١ - \frac{٣٦}{١٢٠} = ٠,٧$$

استخدام *spss* :

الخطوة الأولى تحديد خصائص المتغيرين المطلوب حساب معامل ارتباط سبيرمان بينهما

، و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص الموضحة ايضا بالشاشة :

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
تربي_عمل	رقمي	٨	لايوجد	تقديرات ٥ طلاب في التربية العملية بجامعة جنوب الوادى	(٠، ضعيف) ، (١، مقبول)، (٢،جيد) ، (٣، جيدجدا) ، (٤، ممتاز)	لا يوجد	٨	يمين	متدرج

تق_تراكم	رقمى	٨		لايوجد	تقديرات ٥ طلاب فى المجموع التراكمى بكلية التربية بجامعة جنوب الوادى	(٠، ضعيف) ، (١، مقبول)، (٢،جيد) ، (٣، جيدجدا) ، (٤، ممتاز)	لا يوجد	٨	يمين	متدرج

5-15 - SPSS Data Editor

File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

	Name	Type	Wid	Decim	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure
1	تربي_عمل	Numeric	8	0	[illegible]	{0, ضعيف}...	None	8	Right	Ordinal
2	تق_تراكم	Numeric	8	0	[illegible]	{0, ضعيف}...	None	8	Right	Ordinal

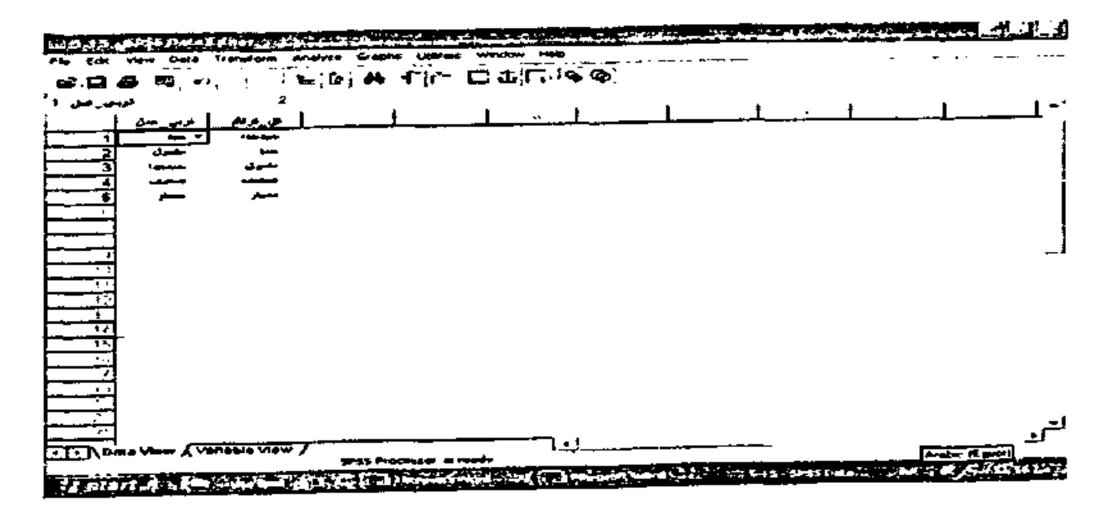
Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

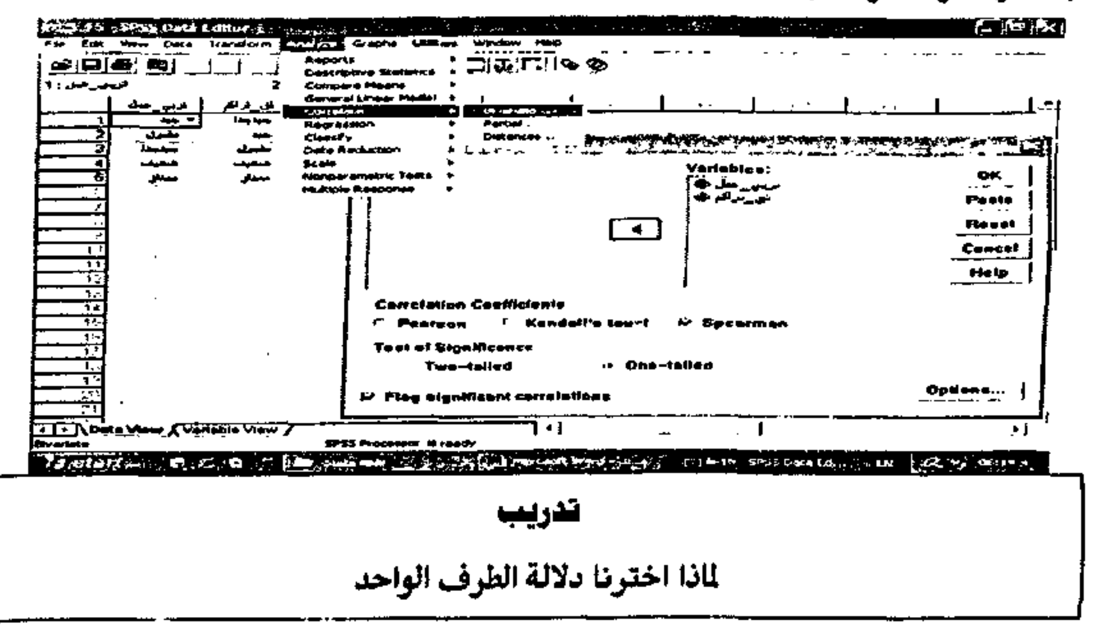
ملاحظة

لا بد من اختيار نوع المتغير رقمى أى كمى و هو أصل بيان المتغير حتى تتم المعالجة الإحصائية

الخطوة الثانية : الانتقال إلى شاشة *data view* ، ثم كتابة البيانات الإحصائية فى العمودين "تربي_عمل" ، "تق_تراكم" كما هو موضح بالشكل:



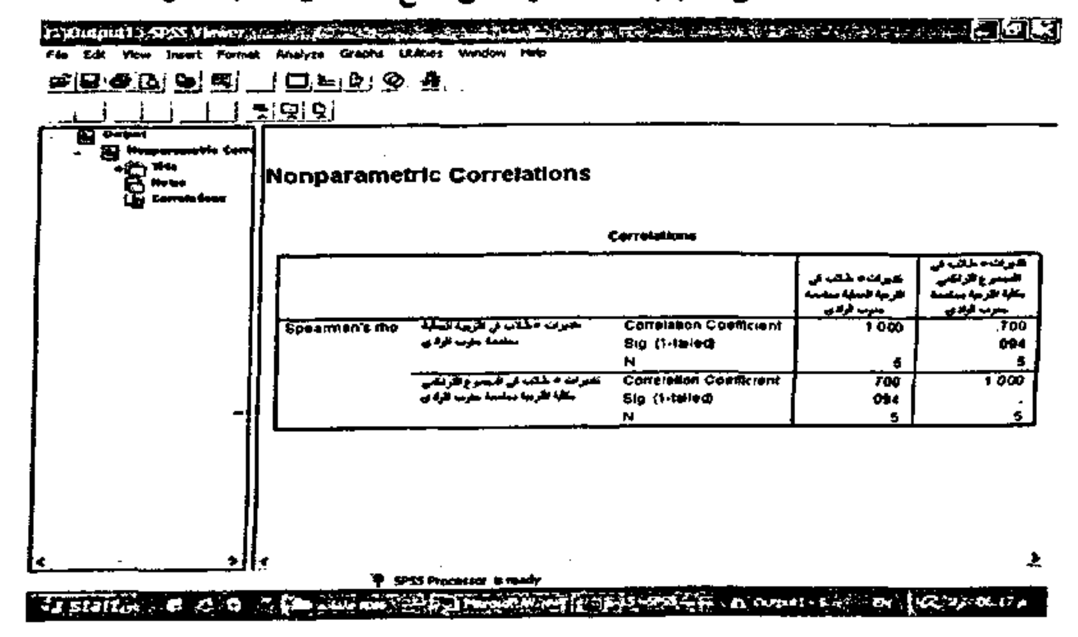
الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر *analyze* نختار الأمر *correlate* ثم الأمر الفرعي *bivariate* سيظهر مربع حوار ندرج متغيريي البيانات "تربي_عمل"، "تق_تراكم" إلى المربع المجاور المسمى *variables* ثم نضغط على الاختيار *spearman* (و هو يعبر عن معامل ارتباط الرتب) وكذلك اختيار *flag significant correlations* للتعرف على مستوى دلالة المعامل، كما أن هناك اختبار لدلالة الطرفين *two-tailed* و دلالة الطرف الواحد *one –tailed* (نختار الطرف الواحد) كما بالشكل



تدريب

لماذا اخترنا دلالة الطرف الواحد

الخطوة الرابعة : الضغط على الذرار *ok* للحصول على ناتج التحليل كما بالشكل :



Nonparametric Correlations

Correlations

			[illegible]	[illegible]
Spearman's rho	[illegible]	Correlation Coefficient	1.000	.700
		Sig. (1-tailed)		.094
		N	5	5
	[illegible]	Correlation Coefficient	.700	1.000
		Sig. (1-tailed)	.094	.
		N	5	5

تدريب

قارن بين الطريقة اليدوية و طريقة *spss* ، من حيث القيمة و الدلالة

التفسير التربوى لقيمة سبيرمان المتحصل عليها :

النتيجة تشير إلى عدم وجود علاقة دالة بين تقديرات التربية العملية و التقدير التراكمى ، وهنا رسالة توجه للمسئولين لمعرفة مسببات ذلك و هل القصور فى برامج التدريب نفسها و التى لا يتم فيها اتباع أساليب موضوعية و دقيقة لتدريب الطلاب و تقويمهم .

معامل ارتباط الرتب لسبيرمان للبيانات المتكررة:

نلاحظ على المثال السابق أن كل بيان لم يتكرر على الإطلاق مما أدى إلى وجود رتبة فريدة لكل بيان ، و لكن ماذا لو كانت هناك بيانات متكررة بمعنى وجود أكثر من حالة حصلت على نفس البيان ، ففى المثال الأسبق نجد أن هناك فرد واحد حصل على تقدير جيد فى التربية العملية و لكن ماذا لو كان هناك فردان حصلا على نفس التقدير ماذا سيكون ترتيب كل فرد منهما ،فى الواقع يتم ترتيب البيانات المتكررة كما لو كانت مختلفة ترتيباً عادياً متسلسلاً ثم بعد ذلك نأخذ متوسط ترتيب البيانات المتكررة و تأخذ كل قيمة متكررة ترتيباً يساوى قيمة المتوسط الناتج و لعل المثال التالى يوضح ذلك:

مثال (٥-١٦) أراد باحث أن يتعرف على طبيعة العلاقة بين المجموع الكلى الذى حصل عليه كل تلميذ فى الشهادة الابتدائية(س) و مجموعه فى الصف الأول الإعدادى (ص) فحصل على البيانات الآتية لعينة من التلاميذ عددهم (١٢) تلميذاً.

التلاميذ	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢
س	٢٧٠	٢٨٦	٢٠٤	٢٥٠	٢٧٠	١٩٦	٢٩٧	٢٥٠	٢٥٠	١٩٣	٢٤٤	٢٦٦
ص	٢٦٦	٢٧٩	٢١٧	٢٦٦	٢٤٠	١٨٧	٢٥٦	٢٥٢	٢٤٨	١٩٠	٢٥٠	٢٦٩

و المطلوب اختيار الفرض البحثى : توجد علاقة بين متغيريى درجات الشهادة الابتدائية و درجات أولى اعدادى .

بالنظر إلى بيانات المتغيرين سنجد أن البيانات كمية ، كما أنها قيم كبيرة لدرجة يصعب معها استخدام طريقة بيرسون و التى تتطلب جمع لدرجات كل متغير و كذلك جمع لمربعات الدرجات مما يجعل هناك عرضة للأخطاء ،و من ثم نحول هذه البيانات الكمية

إلى مستوى قياس رتبي حتى يسهل التعامل معها ، كما يلاحظ أيضاً أن هناك قيماً متكررة فمثلاً في بيانات المتغير (س) نجد أن القيمة ٢٧٠ تكررت مرتان ، و القيمة ٢٥٠ تكررت ثلاث مرات و هكذا بالنسبة للمتغير (ص) و لذلك يمكن حل هذا المثال كالتالى:

الطريقة اليدوية:

الخطوة الأولى : سرد قائمتي المتغيرين في عمودين (س) و (ص) و إضافة ٦ أعمدة إليهما هم: $ت_س$ ، $\bar{ت}_س$ ، $ت_ص$ ، $\bar{ت}_ص$ ، ق، $ق^2$

العمود الأول $ت_س$ يمثل ترتيب درجات المتغير س كما لو كانت الدرجات مختلفة و ليست متكررة .

العمود الثاني $\bar{ت}_س$ يمثل ترتيب درجات المتغير س بعد أخذ متوسط ترتيب الدرجات المتكررة و إعطاء كل درجة متكررة ترتيباً يساوى قيمة المتوسط الناتج .

العمود الثالث $ت_ص$ يمثل ترتيب درجات المتغير ص كما لو كانت الدرجات مختلفة و ليست متكررة .

العمود الرابع $\bar{ت}_ص$ يمثل ترتيب درجات المتغير ص بعد أخذ متوسط ترتيب الدرجات المتكررة و إعطاء كل درجة متكررة ترتيباً يساوى قيمة المتوسط الناتج .

العمود الخامس ق يمثل الفرق بين الترتيب المعدل لكل بيان من بيانات س ($\bar{ت}_س$) و الترتيب المعدل للبيان المناظر له من بيانات ص ($\bar{ت}_ص$).

العمود السادس $ق^2$ يمثل مربع فرق الترتيب كالتالى:

س	ص	$ت_س$	$\bar{ت}_س$	$ت_ص$	$\bar{ت}_ص$	ق	$ق^2$
٢٧٠	٢٦٦	٣	٣,٥	٣	٣,٥	صفر	صفر
٢٨٦	٢٧٩	٢	٢	١	١	١	١
٢٠٤	٢١٧	١٠	١٠	١٠	١٠	صفر	صفر
٢٥٠	٢٦٦	٦	٧	٤	٣,٥	٣,٥	١٢,٢٥
٢٧٠	٢٤٠	٤	٣,٥	٩	٩	٥,٥-	٣٠,٢٥
١٩٦	١٨٧	١١	١١	١٢	١٢	١-	١
٢٩٧	٢٥٦	١	١	٥	٥	٤-	١٦
٢٥٠	٢٥٢	٧	٧	٦	٦	١	١
٢٥٠	٢٤٨	٨	٧	٨	٨	١-	١
١٩٣	١٩٠	١٢	١٢	١١	١١	١	١
٢٤٤	٢٥٠	٩	٩	٧	٧	٢	٤
٢٦٦	٢٦٩	٥	٥	٢	٢	٣	٩
							٧٦,٥

يلاحظ من بيانات الجدول السابق ما يلى:

١- المتغير س به الدرجة ٢٧٠ متكررة مرتان و نجد أن ترتيبها قبل التعديل هما ٣ ، ٤ و لأنه لا يصح أن تكون حالتان لهما نفس القيمة و ترتيبيهما مختلف لذلك ينبغى أخذ متوسط الترتيبين كالتالى: متوسط الترتيبين =(٣+٤)/٢ = ٣,٥ و بذلك تأخذ كل قيمة من القيمتين ترتيبا يساوى قيمة المتوسط الناتج و هو ٣,٥ .

٢- المتغير س به الدرجة ٢٥٠ متكررة ٣ مرات و نجد أن ترتيبها قبل التعديل هما ٦ ، ٧ ، ٨ و لأنه لا يصح أن تكون ٣ حالات لهم نفس القيمة و ترتيبهم مختلف لذلك ينبغى أخذ متوسط الترتيب للثلاث قيم قبل التعديل: متوسط الترتيب =(٦+٧+٨)/٣ =٧ ، و بذلك تأخذ كل قيمة من الثلاث قيم ترتيبا يساوى قيمة المتوسط الناتج و هو ٧ .

٣- المتغير ص به الدرجة ٢٦٦ متكررة مرتان و نجد أن ترتيبهما قبل التعديل هما ٣، ٤ و لأنه لا يصح أن تكون حالتان لهما نفس القيمة و ترتيبيهما مختلف لذلك ينبغى أخذ متوسط الترتيبين كالتالى: متوسط الترتيبين =(٣+٤)/٢= ٣,٥ و بذلك تأخذ كل قيمة من القيمتين ترتيبا يساوى قيمة المتوسط الناتج و هو ٣,٥ .

٤-كما نلاحظ من الجدول أن مج ق^{2} = ٧٦,٥

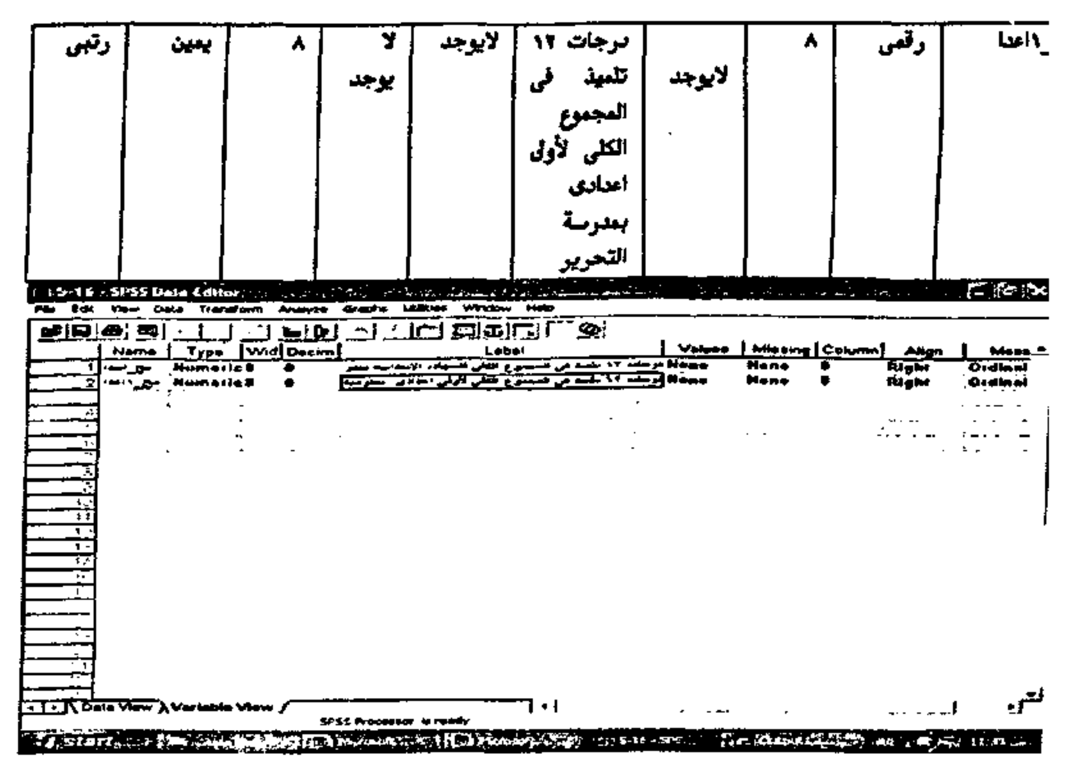
الخطوة الثانية: بالتعويض من الجدول السابق فى قانون سبيرمان حيث:

ن = ١٢ ، مج ق^{2} = ٧٦,٥ ، نجد أن: $ر_{سبيرمان} = ١ - \frac{٧٦,٥ \times ٦}{١٢ \times (١٤٤ - ١)} = ٠,٧٣$

استخدام *spss* :

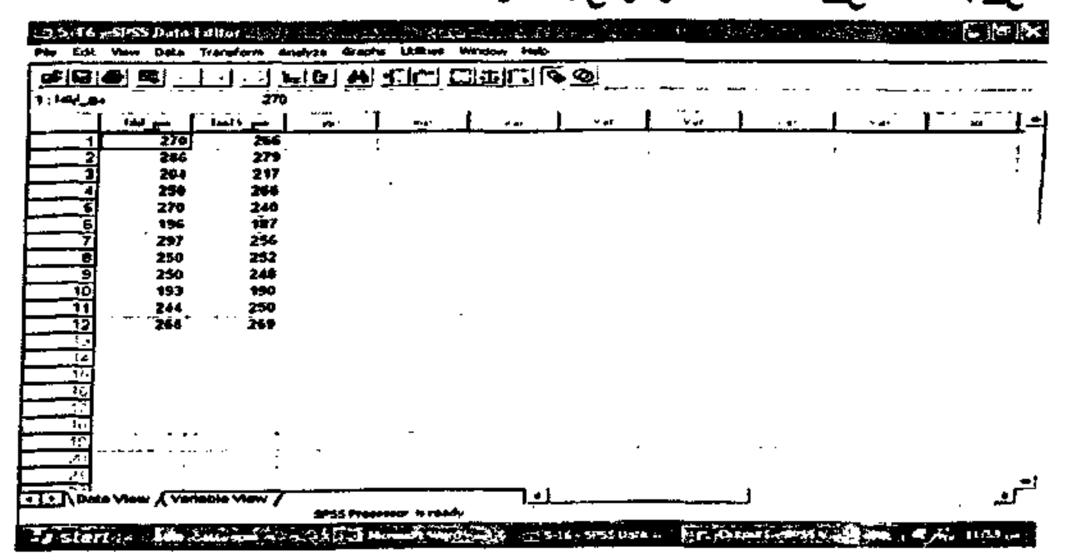
الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغيرين المطلوب حساب معامل ارتباط سبيرمان بينهما ،و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص الموضحة أيضاً بالشاشة :

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
مج_ابتدا	رقمى	٨	لايوجد	درجات ١٢ تلميذ فى المجموع الكلى للشهادة الابتدائية بمدرسة السادات	لايوجد	لا يوجد	٨	يمين	رتبى



مج_١اعدا	رقمى	٨	لايوجد	درجات ١٢ تلميذ في المجموع الكلي لأولى اعدادي بمدرسة التحرير	لايوجد	لا يوجد	٨	يمين	رتبى

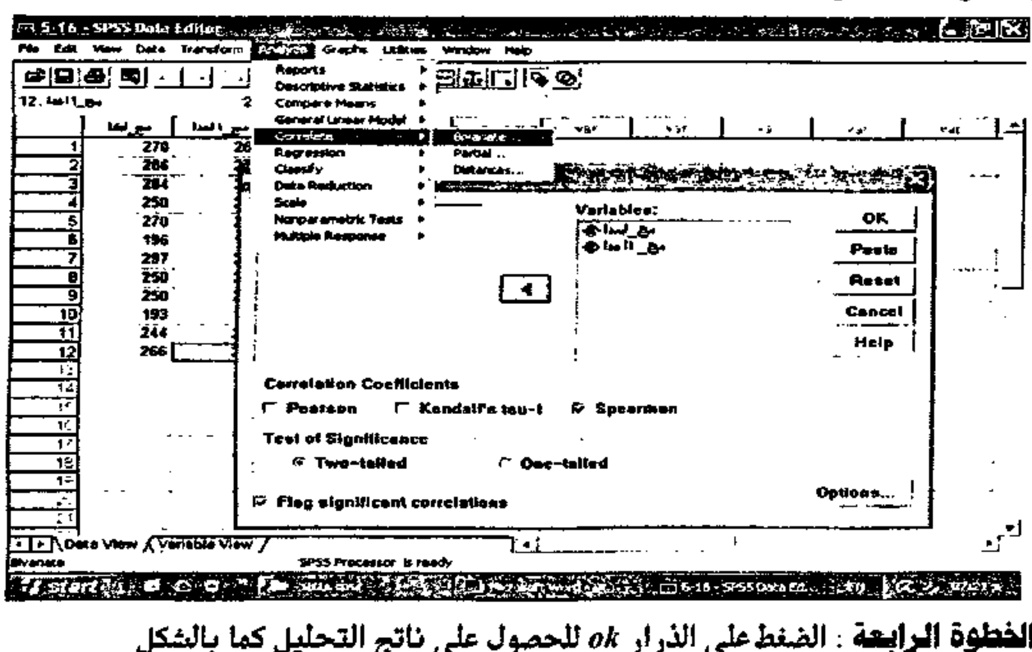
الخطوة الثانية : الانتقال إلى شاشة *data view* ، ثم كتابة البيانات الإحصائية في العمودين "مج_ابتدا" ،"مج_١اعدا" كما هو موضح بالشكل:



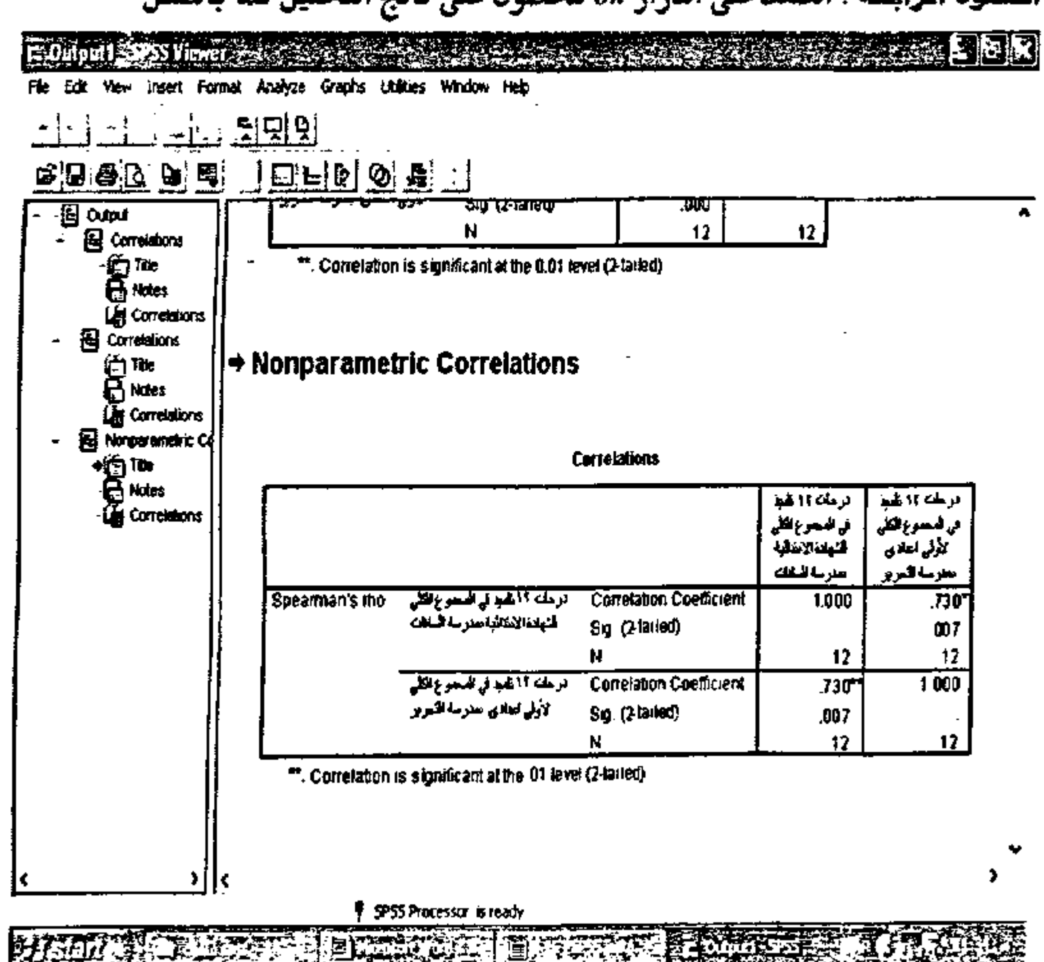
الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر *analyze* نختار الأمر *correlate* ثم الأمر الفرعي *bivariate* سيظهر مربع حوار ندرج متغيريي البيانات "مج_ابتدا"،"مج_١اعدا" إلى المربع المجاور المسمى *variables* ، ثم نضغط على الاختيار *spearman* (و هو يعبر عن معامل ارتباط الرتب)و كذلك اختيار *flag significant correlations* للتعرف على مستوى دلالة

العامل، كما أن هناك اختبار لدلالة الطرفين *two-tailed* و دلالة الطرف الواحد *one –tailed*

(نختار دلالة الطرفين) كما بالشكل :



الخطوة الرابعة : الضغط على الذرار *ok* للحصول على ناتج التحليل كما بالشكل



مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *spss* :

	الطريقة اليدوية	طريقة *spss*
القيمة	٠,٧٣	٠,٧٣
الدلالة	∘ ر سبيرمان المحسوبة تساوى ٠,٧٣٠ ∘ ر سبيرمان الجدولية (درجات حرية ١٢، دلالة طرفين، مستوى ٠,٠١) =٠,٧٢٧ ∘ إذاً : ر بيرسون دالة عند مستوى ٠,٠١ .	∘ منطقة الشك =٠,٠٠٧ عند دلالة الطرفين . ∘ إذاً ر سبيرمان دالة عند مستوى ٠,٠١
الفـــــرض المصاغ	قبول الفرض الذى تمت صياغته " توجد علاقة بين متغيريى درجات الشهادة الابتدائية و درجات أولى اعدادى .	

تدريب

فسر قيمة معامل الارتباط الناتج تربويا

تدريب

احسب معامل الارتباط بين بيانات المتغيرين المعروضين في الجدول التالى:

الطبيعة	ممتاز	مقبول	جيد	جيدجدا	جيد	جيد	مقبول	مقبول	جيد	جيدجدا
البحتة	١٨	١٠	١٤	١٦	١٢	١٥	١٢	١٠	١٣	١٥

٣-معامل ارتباط الرتب لكاندال (ر كاندال) :

متى أستخدم ر كاندال ؟

أ- عندما يكون أصل بيانات المتغيرين من النوع الكمى.

ب- عندما يكون مستوى قياس بيانات المتغيرين رتبى .

جـ- عند وجود رتب مكررة بصورة ملحوظة .

و بالتالى فإن معامل ارتباط الرتب لكاندال (ر كاندال) يهدف إلى إيجاد العلاقة بين متغيرين أصلهما كمي و لكن تم تحويلهما لسبب أو لآخر إلى مستوى قياس رتبى مثله فى ذلك مثل ر سبيرمان و لكنه يختلف عن ر سبيرمان فى أنه يصلح للرتب التكررة بصورة أفضل و السبب في

ذلك يرجع إلى أن فكـرة سبيرمان هـى نفس فكـرة بيرسـون إذا تعاملنـا مع رتـب المـتغيرين كدرجات و حسبنا بيرسون تعطى نفس القيمة و لكن ذلك يصلح إذا لم تتكـرر الرتـب فإذا تكررت ستختلف قيمة العاملين و السبب فى ذلك يرجع إلى أن فكرة بيرسـون تعتمـد علـى تتابع الأرقام الصحيحة فى المتغيرين ، فإذا تكررت الرتب ستتحول إلى كسـور عشـرية و بالتالى لن يكون هناك تتابع فيها ، و فى هـذه الحالـة علينـا إمـا أن نحسـب بيرسـون علـى الدرجات الخام نفسها أو نلجأ إلى مقياس علاقى آخر يصلح بصورة أفضل للرتب المكـررة و هذا العامل هو كندال الذى ينتمى إلى الإحصاء اللابـارامترى لأنـه لا يتقيـد بشـكل توزيـع البيانات سواء اعتدالية البيانات أو العلاقة الخطية بـين المـتغيرين ، و تقـوم فكـرة كندال على القارنات (مثنى مثنى) بين ترتيبى كل ثنـائى *pair* مـن ثنائيـات المفحوصـين خـلال المتغيرين المطلوب التعرف على الارتباط بينهما ،و هنـا يظهـر أمامنـا أربعـة احتمـالات كالتالى:

ترتيب الثنائى(عبدالله و مصطفى مثلاً) على المتغير الأول(الذكاء مثلاً) ترتيب طبيعى(أى عبد الله > مصطفى) هنا يأخذ اتجاه الترتيب على المتغير الأول الإشارة(+) .

ترتيب الثنائى(عبدالله و مصطفى مثلاً) على المتغير الأول(الذكاء مثلاً) ترتيب عكسى(أى عبد الله < مصطفى) هنا يأخذ اتجاه الترتيب على المتغير الأول الإشارة(−) .

ترتيب الثنـائى(عبـدالله و مصـطفى مـثلاً) علـى المـتغير الثـانى(التحصيل مـثلاً) ترتيـب طبيعى(أى عبد الله > مصطفى) هنا يأخذ اتجاه الترتيب على المتغير الثانى الإشارة(+) .

ترتيب الثنائى(عبدالله و مصطفى مثلاً) على المتغير الثانى(التحصيل مثلاً) ترتيب عكسى (أى عبد الله < مصطفى) هنا يأخذ اتجاه الترتيب على المتغير الثانى الإشارة(−) .

ترتيب الثنائى(عبدالله و مصطفى مثلاً) على المتغير الأول(الذكاء مـثلاً) ترتيـب متسـاوى (أى عبد الله = مصطفى) هنا يأخذ اتجاه الترتيب على المتغير الأول القيمة(.) بمعنى عدم وجود إشارة .

ترتيب الثنائى(عبدالله و مصطفى مثلاً) على المتغير الثانى(التحصيل مثلاً) تريب متساوى (أى عبد الله = مصطفى) هنا يأخذ اتجاه الترتيب على المتغير الثانى القيمة (٠)

بمعنى عدم وجود إشارة .

و بالتالى تكون هناك إشارة معينة أو عدم وجود إشارة على المتغير الأول و إشارة معينة أو عدم وجود إشارة على المتغير الثانى ، و يأخذ الثنائى إشارة عامة على المتغيرين هذه الإشارة العامة هى حاصل ضرب الإشارتين و التى تتبع قانون حاصل ضرب الإشارات المعروف و بذلك سينتج تسعة أنواع من إشارات يمكن تمثيلهم فى الجدول التالى :

اتجاه ترتيب الثنائى على المتغير الأول	اتجاه ترتيب الثنائى على المتغير الثانى	الإشارة العامة للثنائى	صفة الثنائى
+	+	+	متفق
+	−	−	متعارض
+	•	•	صفرى
−	+	−	متعارض
−	−	+	متفق
−	•	•	صفرى
•	+	•	صفرى
•	-	•	صفرى
•	•	•	صفرى

و كلما زاد عدد الثنائيات المتفقة فى ترتيبها *concordant* فى المتغيرين و التى تأخذ الإشارات الموجبة(+) كلما زادت احتمالية سير معامل الارتباط فى الاتجاه الإيجابى ، و العكس صحيح كلما زاد عدد الثنائيات المتعارضة فى ترتيبها *discordant* فى المتغيرين و التى تأخذ الإشارات السالبة(−) كلما زادت احتمالية سير معامل الارتباط فى الاتجاه السلبى ،أما إذا تساوى عدد الإشارات الموجبة مع عدد الإشارات السالبة أو زاد عدد الثنائيات الصفرية فى المتغيرين تزيد احتمالية سير معامل الارتباط فى الاتجاه الصفرى.

و قانون ركندال يتوقف على وجود رتب أو بيانات مكررة فى احد المتغيرين أو كليهما من عدمه كالتالى:

- فى حالة عدم وجود رتب أو بيانات مكررة فى أى من المتغيرين يصبح القانون كالتالى:

$$ر_{كندل} = \frac{ن_1 - ن_2}{ن_1 + ن_2} \quad ......(٥-١٨)$$

حيث $ن_1$ عدد الثنائيات المتفقة(أى عدد الإشارات الموجبة للثنائيات)

$ن_2$ عدد الثنائيات المتعارضة(أى عدد الإشارات السالبة للثنائيات)

تدريب
ماذا عن الثنائيات الصفرية؟

فإذا كان لدينا بيانات خمسة مفحوصين في متغيريى التحصيل و التوافق الاجتماعي و كان عدد الثنائيات المتفقة (٨) و عدد الثنائيات المتعارضة (٢) فان : $ن_1 = ٨$، $ن_2 = ٢$ ،

$ر_{كندال أ} = ٠,٦$ ، أما طريقة *spss* فهى مخصصة فى الأصل للبيانات التى تحتوى على رتب مكررة *tied data* ، و لكن يمكن تطبيقها أيضاً على البيانات غير المكررة ، و هى نفس طريقة *spss* الخاصة بـ $ر_{سبيرمان}$ و كذلك $ر_{بيرسون}$ لان المقاييس الثلاثة يظهرون فى مربع الحوار المسمى *bivariate correlations* ، و لكن يفضل المؤلف عدم اللجوء إلى طريقة $ر_{كندال}$ فى حالة البيانات غير المكررة لان طريقة $ر_{سبيرمان}$ تعد أقوى فى هذه الحالة لأنها ستصبح متكافئة تماماً مع $ر_{بيرسون}$.

ملاحظة
فى حالة وجود رتب غير مكررة تسمى طريقة كاندال بـ"$ر_{كندال أ}$"، تمييزاً لها عن "$ر_{كندال ب}$" الخاصة بالرتب المكررة .

فى حالة وجود رتب أو بيانات مكررة فى أى من المتغيرين أو كليهما يصبح القانون كالتالى:

$$ر_{كندال ب} = \frac{ن_1 - ن_2}{\sqrt{(ج - س) \times (ج - ص)}} \quad ......(٥-١٩)$$

حيث: $ن_1$: عدد الثنائيات المتفقة ، $ن_2$: عدد الثنائيات المتعارضة

ج : أكبر عدد ممكن من المقارنات الثنائية و هو = ٠,٥ ×ن ×(ن-١) ، حيث ن عدد المفحوصين ، أو أزواج البيانات الأصلية .

$س_{ر}$: قيمة الرتب المكررة فى المتغير الأول و هو =٠,٥ مج $س_{ن}(س_{ن}-١)$.

$ص_{ر}$: قيمة الرتب المكررة فى المتغير الثانى و هو =٠,٥ مج $ص_{ن}(ص_{ن}-١)$.

حيث $س_{ن}$ هو عدد الرتب المكررة فى س ، $ص_{ن}$ هو عدد الرتب المكررة في ص

دلالة $ر_{كندال ب}$:

يتم مقارنة $ر_{كندال}$ المحسوبة بالقيمة الحرجة المقابلة لها و المستخرجة من الجدول الاحصائى الخاص بإحصاءة $ر_{كندال}$ عند (عدد أزواج البيانات (ن) و دلالة الطرف أو الطرفين و مستوى الدلالة المناسب (٠,٠٥ أو ٠,٠١) ، فإذا كانت القيمة المحسوبة أكبر من أو تساوى القيمة الجدولية تصبح $ر_{كندال}$ دالة ، أما إذا كانت القيمة المحسوبة أقل من القيمة الجدولية تصبح $ر_{كندال}$ غير دالة .

ملاحظة

يلجأ بعض الإحصائيين في حالة زيادة عدد أزواج البيانات على (١٠) إلى التقريب الاعتدالى لإحصاءة $ر_{كندال}$ و ذلك بتحويلها إلى توزيع متوسطه صفر و انحرافه المعيارى (١) طبقاً للنسبة الحرجة الاتية :

$$ذ = \frac{ر_{كندال}}{\sqrt{\frac{٢(٢ن+٥)}{٩ن(ن+١)}}} \quad \text{.....(٥-٢٠)}$$

حيث ن عدد أزواج البيانات

فإذا كانت ذ<١,٩٦ تصبح $ر_{كندال}$ غير دالة .

و إذا كانت ١,٩٦ ≤ذ<٢,٥٨ تصبح $ر_{كندال}$ دالة عند مستوى ٠,٠٥ .

و إذا كانت ذ ≤ ٢,٥٨ تصبح $ر_{كندال}$ دالة عند مستوى ٠,٠١

كل ذلك عند دلالة الطرفين ، أما عند دلالة الطرف الواحد فيتم استبدال القيمتين (١,٩٦ ، ٢,٥٨) بالقيمتين (١,٦٥ ، ٢,٣٣) على الترتيب .

و يمكن توضيح كيفية حساب $ر_{كندال ب}$ يدوياً و باستخدام *spss* و التعرف على دلالته الإحصائية من المثال التالى:

مثال(٥-١١) : أراد باحث أن يتعرف على طبيعة العلاقة بين المجموع الكلى الذى حصل عليه كل تلميذ في الشهادة الابتدائية(س) و مجموعه فى الصف الأول الإعدادى (ص) فحصل على البيانات الآتية لعينة من التلاميذ عددهم (٨) تلاميذ.

التلاميذ	مروان	هناء	مريم	مؤمن	منة	منار	محمد	مصطفى
س	٢٧٠	٢٨٦	٢٠٤	٢٥٠	٢٧٠	١٩٦	٢٥٠	٢٥٠
ص	٢٦٦	٢٧٩	٢١٧	٢٦٦	٢٤٠	١٨٧	٢٦٦	٢٥٢

اختبر الفرض البحثى: لا توجد علاقة بين درجات الشهادة الابتدائية و درجات الصف الأول الإعدادى .

يمكن حساب معامل الارتباط بين المتغيرين السابقين سواء باستخدام بيرسون أو سبيرمان أو كاندال ، و سنقوم هنا باستخدام طريقتى كاندال على سبيل التوضيح كالتالى:

الطريقة اليدوية الأولى:

الخطوة الأولى:

إعداد الجدول التالى:

الثنائى	ترتيب س	ترتيب ص	وزن الثنائى	الثنائى	ترتيب س	ترتيب ص	وزن الثنائى
مروان-هناء	-	-	+	مريم-منة	-	-	+
مروان-مريم	+	+	+	مريم-منار	+	+	+
مروان-مؤمن	+	٠	٠	مريم-محمد	-	-	+
مروان-منة	٠	+	٠	مريم-مصطفى	-	-	+
مروان-منار	+	+	+	مؤمن-منة	-	+	-
مروان-محمد	+	٠	٠	مؤمن-منار	+	+	+
مروان-مصطفى	+	+	+	مؤمن-محمد	٠	٠	٠
هناء-مريم	+	+	+	مؤمن-مصطفى	٠	+	٠
هناء-مؤمن	+	+	+	منة-منار	+	+	+
هناء-منة	+	+	+	منة-محمد	+	-	-
هناء-منار	+	+	+	منة-مصطفى	+	-	-
هناء-محمد	+	+	+	منار-محمد	-	-	+
هناء-مصطفى	+	+	+	منار-مصطفى	-	-	+
مريم-مؤمن	-	-	+	محمد-مصطفى	٠	+	٠

الخطوة الثانية : من الجدول السابق نجد أن:

ن١= ١٩   ن٢= ٣ ، ج = ٠,٥ × ٨×(٨-١) = ٢٨

الخطوة الثالثة : حيث أن هناك قيمتان مكررتان في المتغير الأول، أحدهما مكرر (٢) مرة ، و الآخر مكرر(٣) مرات : إذاً س= ٠,٥×[٢(٢-١) +٣(٣-١)] =٤

كما أن هناك قيمة مكررة ٣ مرات في ص ، إذاً تكون قيمة ص كالتالي:

ص= ٠,٥×[٣(٣-١)] = ٣

الخطوة الرابعة : بتطبيق القانون (٥-١٩) نجد أن :

ر كاندال ب = (١٩-٣) / √((٢٨-٤)×(٢٨-٣)) =٠,٦٥٣

و من ثم تكون قيمة ر كاندال ب = ٠,٦٥٣

ملاحظة

يلاحظ على الطريقة اليدوية السابقة أن هناك عدد كبير من المقارنات الثنائية ، فقد كان عدد المفحوصين ٨ فقط و أجرينا ٢٨ مقارنة ثنائية ، و كلما زاد عدد المفحوصين كلما زاد عدد الثنائيات بصورة كبيرة ، فمثلاً إذا كان عدد المفحوصين = ٩ ، يصبح لدينا ٣٦ ثنائي ، و إذا كان ١٠ يصبح لدينا ٤٥ ثنائي و هكذا بزيادة حجم العينة فرداً واحداً فقط تزداد الثنائيات بصورة كبيرة مما يجعل صعوبة بل استحالة تطبيق هذه الطريقة على الاعداد الكبيرة . فلك أن تتخيل مثلاً انه لو كان حجم العينة ٢٥ فرداً ستكون عدد المقارنات الثنائية المطلوبة ٣٠٠ مقارنة أو ثنائي، لذا يمكن تجاوز هذه المشكلة بالطريقة الآتية و التي تختلف عن الطريقة السابقة في كيفية حساب عدد الثنائيات المتفقة(ن١) ، و عدد الثنائيات المتعارضة(ن٢).

الطريقة اليدوية الأخرى:

الخطوة الأولى:

تصميم جدول مزدوج يتكون من عدد من الصفوف و عدد من الأعمدة بحيث يعبر كل صف عن بيان من البيانات الموجودة في التغير س و إذا كان هناك بيان مكرر لا يكون له صف أو صفوف أخرى ، و بالمثل يعبر كل عمود عن بيان من البيانات الموجودة في المتغير

ص و إذا كان هناك بيان مكرر لا يكون له عمود أو أعمدة أخرى ، مع مراعاة ترتيب بيانات الصفوف أو الأعمدة ترتيباً تصاعدياً .

كالتالى :

ص / س	١٨٧	٢١٧	٢٤٠	٢٥٢	٢٦٦	٢٧٩
١٩٦						
٢٠٤						
٢٥٠						
٢٧٠						
٢٨٦						

الخطوة الثانية:تفريغ تكرار أزواج البيانات لكل مفحوص و الموجودة فى الجدول الأصلى فى الجدول السابق بحيث يكتب عدد تكرار زوج البيانات فى الخلية التى تمثل تقاطع الصف و العمود المعبرين عن الزوج كالتالى:

ص / س	١٨٧	٢١٧	٢٤٠	٢٥٢	٢٦٦	٢٧٩
١٩٦	١					
٢٠٤		١				
٢٥٠				١	٢	
٢٧٠			١		١	
٢٨٦						١

يلاحظ من الجدول السابق أن مجموع تكرارات الخلايا = ٨ و هو بالفعل عدد المفحوصين.

الخطوة الثالثة : تطبيق قانون ركاندال ب (٥-١٩) حيث:

ن ر (عدد الثنائيات المتفقة) = مجموع حواصل ضرب تكرار كل خلية فى مجموع تكرار الخلايا الموجود أسفل و يسار هذه الخلية =١×(٧) +١×(٦)

+١×(٢)+٢×(١)+١×(١)+١(١) =١٩

$ن_م$ (عدد الثنائيات التعارضة) = مجموع حواصل ضرب تكرار كل خلية في مجموع تكرار الخلايا الموجود أسفل و يمين هذه الخلية =١×(١) +٢×(١)=٣

و كما رأينا في الحل السابق : ج=٢٨

كما أن س و ص حسابهما بنفس الطريقة ، س=٤ ، ص = ٣

و بالتعويض في القانون السابق و الخاص بمعامل $ر_{كاندال ب}$ نجد أن :

$$ر_{كاندال ب} = \frac{١٩-٣}{\sqrt{(٢٨-٤)\times(٢٨-٣)}} = ٠,٦٥٣$$

و من ثم تكون قيمة $ر_{كاندال ب}$ = ٠,٦٥٣ و هي نفس القيمة المتحصل عليها بالطريقة اليدوية الأولى .

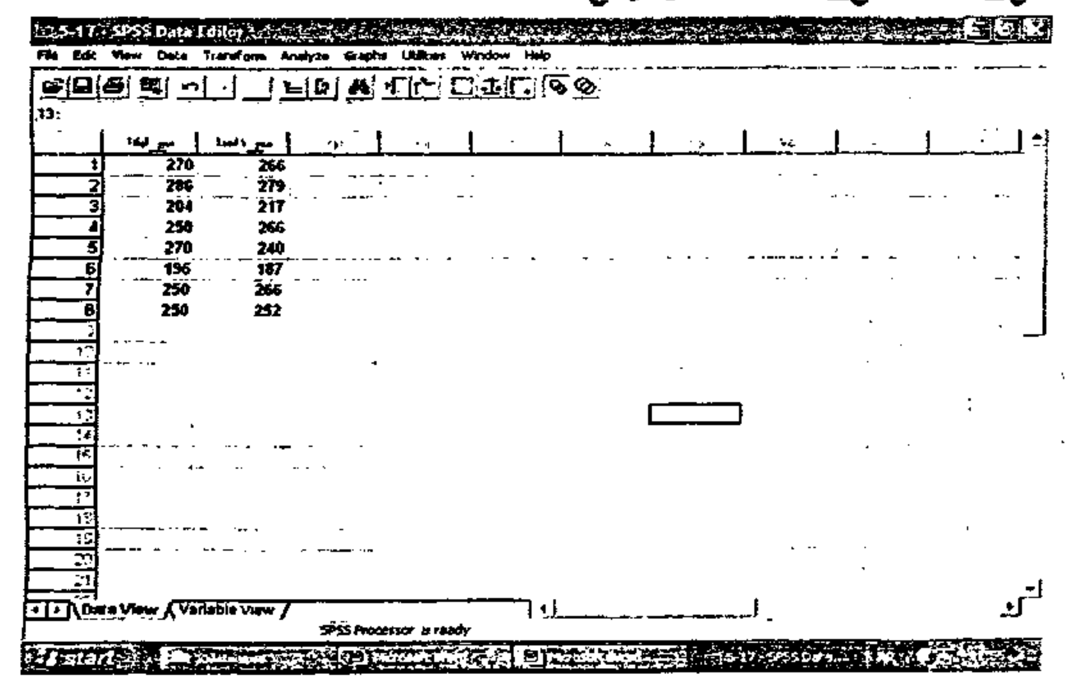
استخدام *spss* :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغيرين المطلوب حساب معامل ارتباط كاندال بينهما ،و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص الموضحة أيضاً بالشاشة :

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
مج_ابتدا	رقمي	٨	لايوجد	درجات ٨ تلاميذ في المجموع الكلي للشهادة الابتدائية بمدرسة السادات	لايوجد	لا يوجد	٨	يمين	رتبي
مج_١اعدا	رقمي	٨	لايوجد	درجات ٨ تلاميذ في المجموع الكلي لأولى اعدادي بمدرسة التحرير	لايوجد	لا يوجد	٨	يمين	رتبي

	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure
1	مج_ابتدا	Numeric	8	0	[illegible]	None	None	8	Right	Ordinal
2	مج_١اعدا	Numeric	8	0	[illegible]	None	None	8	Right	Ordinal

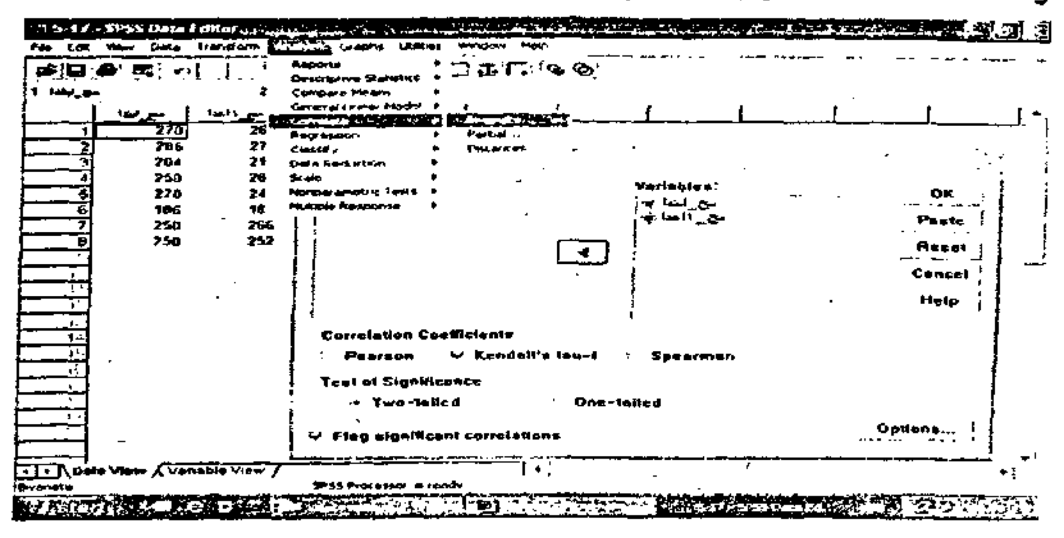
الخطوة الثانية : الانتقال إلى شاشة *data view* ، ثم كتابة البيانات الإحصائية في العمودين "مج_ابتدا" ،"مج_١اعدا" كما هو موضح بالشكل:



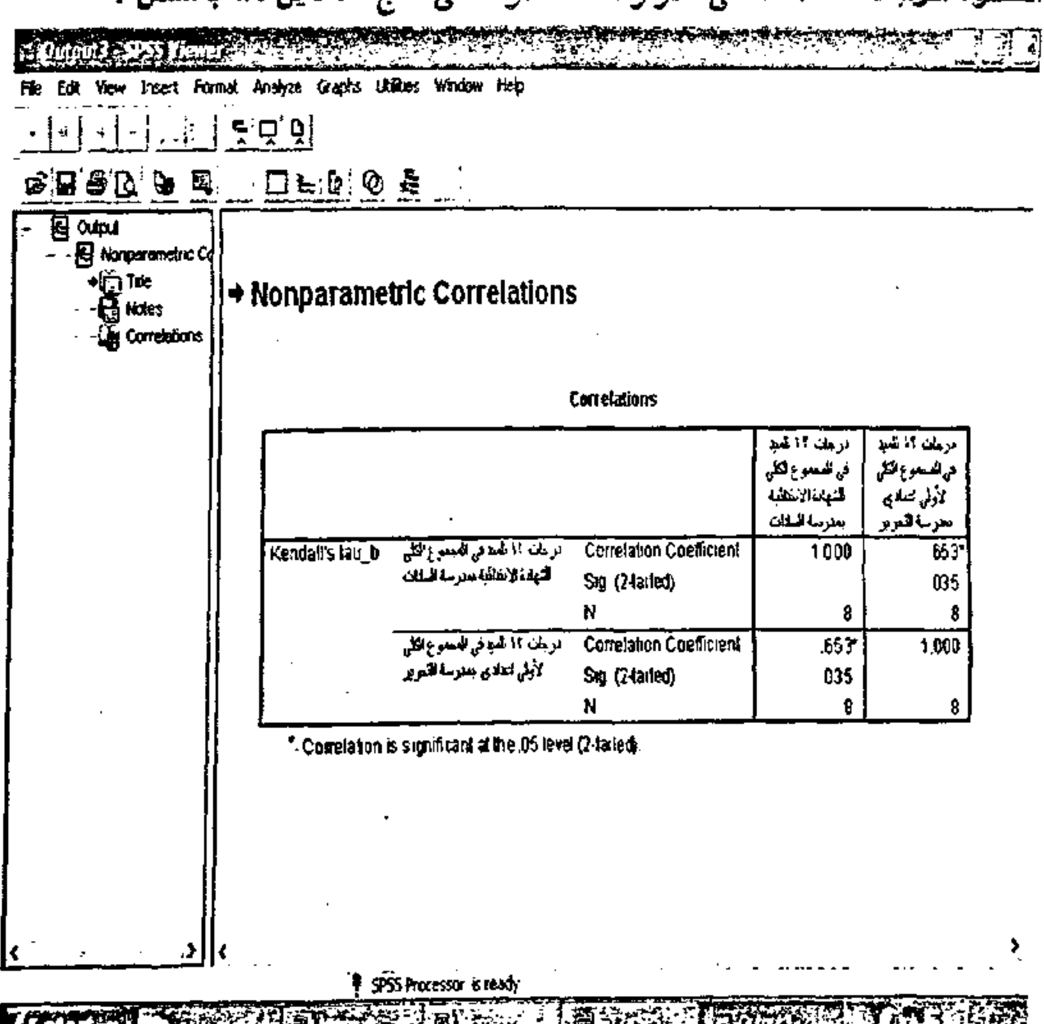
	مج_ابتدا	مج_١اعدا
1	270	266
2	286	279
3	204	217
4	258	266
5	270	240
6	196	187
7	250	266
8	250	252

الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر *analyze* نختار الأمر *correlate* ثم الأمر الفرعي *bivariate* سيظهر مربع حوار ندرج متغيريي البيانات "مج_ابتدا"،"مج_١اعدا" إلى المربع المجاور المسمى *variables* ، ثم نضغط على الاختيار *kendall tau-t* (و هو يعبر عن معامل ارتباط الرتب لكاندال النمط ب)و كذلك اختيار *flag significant correlations* للتعرف

على مستوى دلالة المعامل، كما أن هناك اختبار لدلالة الطرفين *two-tailed* و دلالـة الطـرف الواحد *one -tailed* نختار (دلالة الطرفين) كما بالشكل



الخطوة الرابعة : الضغط على الذرار *ok* للحصول على ناتج التحليل كما بالشكل :



Correlations

			درجات ١٢ تلميذ في المجموع الكلي للشهادة الابتدائية بمدرسة السادات	درجات ١٢ تلميذ في المجموع الكلي للأولى إعدادي بمدرسة التحرير
Kendall's tau_b	درجات ١٢ تلميذ في المجموع الكلي للشهادة الابتدائية بمدرسة السادات	Correlation Coefficient	1 000	653*
		Sig (2-tailed)		035
		N	8	8
	درجات ١٢ تلميذ في المجموع الكلي للأولى إعدادي بمدرسة التحرير	Correlation Coefficient	.653*	1,000
		Sig (2-tailed)	035	
		N	8	8

*. Correlation is significant at the .05 level (2-tailed).

مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *spss* :

	الطريقة اليدوية	طريقة *spss*
القيمة	٠,٦٥٣	٠,٦٥٣
الدلالة	• ركاندال المحسوبة تساوى ٠,٦٥٣ • ركاندال الجدولية (درجات حرية ٨ ،دلالة طرفين،مستوى ٠,٠١) =٠,٧٨٦ . • ربيرسون الجدولية (درجات حرية ٨ ،دلالة طرفين،مستوى ٠,٠٥) =٠,٦٤٣ • إذاً : ركاندال دالة عند مستوى ٠,٠٥ .	• منطقة الشك =٠,٠٣٥ عند دلالة الطرفين . • إذاً ركاندال دالة عند مستوى ٠,٠٥ .
الفـــــرض الصاغ	رفض الفرض الذى تمت صياغته - لا توجد علاقة بين درجات الشهادة الابتدائية و درجات الصف الأول الإعدادى . .	

التفسير التربوى لقيمة ركاندال ب المتحصل عليها :

النتيجة تشير إلى رفض الفرض الصفرى بوجود ارتباط دال إحصائياً بين درجات الشهادة الابتدائية و درجات أولى إعدادى و هى نتيجة منطقية تنادى بضرورة الاهتمام بتحصيل التلاميذ فى مرحلتهم التعليمية الأولى لأنه امتداد للمراحل التعليمية التالية .

٤- معامل إيتا(نسبة الارتباط): *eta* (ريتا):

متى أستخدم ريتا ؟

أ- عندما لا تكون العلاقة بين بيانات المتغيرين ذات مستوى القياس السافى خطية ؟ أى عندما لا يمكننا تطبيق ربيرسون .

ب- عندما يكون هناك تمييز بين التغيرين أيهما مستقل و أيهما تابع .

رأينا مما سبق أننا يمكن استخدام معامل بيرسون فقط فى حالة العلاقة الخطية أى المستقيمة بين التغيرين ، و كذلك مستوى القياس فى كل من المتغيرين من النوع المسافى ، و لكن ماذا لو كانت العلاقة بين المتغيرين ذات مستوى القياس المسافى غير خطية ، فى هذه الحالة إذا كان بالإمكان استخدام مقاييس ارتباطية أخرى لا تتقيد

بخطية العلاقة بين المتغيرين ، فان هناك مقياس ارتباطى مخصص تحديدا للعلاقة غير الخطية بين المتغيرين و هو معامل إيتا (η) ،و أحياناً يسمى نسبة الارتباط ، كما أن هذا العامل يتسم بخاصية أخرى مختلفة و هى أنه يتطلب التمييز بين المتغيرين أيهما مستقل و أيهما تابع ، و يمكن حساب $ر_{ايتا}$ من خلال القانون :

$$ر_{ايتا} = \frac{ع_{ح}}{ع_{ص}} \quad .....(٥-٢١)$$

حيث يمثل البسط ($ع_{ح}$ الانحراف المعيارى لمتوسطات التكرارات الفرعية للمتغير المستقل على المتغير التابع ، أما المقام ($ع_{ص}$) فيمثل الانحراف المعيارى لدرجات المتغير التابع .

دلالة $ر_{ايتا}$:

يتم معاملة بيانات المتغير المستقل على أنها متغير متعدد المستويات بحيث كل درجة تعد مستوى ، و بذلك فان دلالة معامل ايتا تتحدد بدلالة الفروق التى تظهر بين متوسطات درجات المتغير التابع على هذه المستويات عن طريق تحليل التباين البسيط و الذى سنتعرف عليه أكثر فى الفصل السادس .

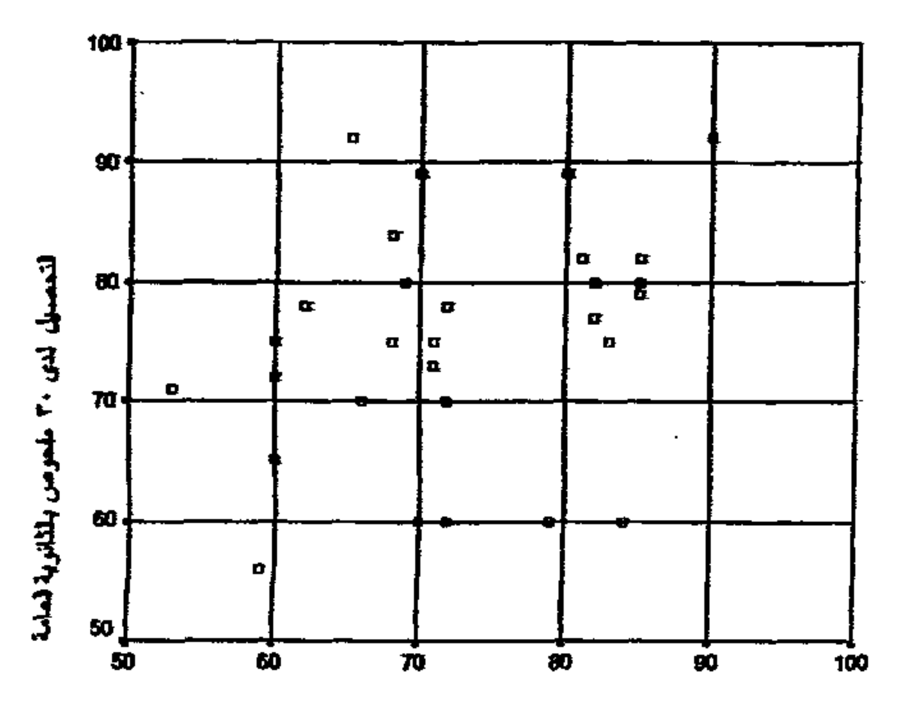
و المثال التالى يوضح كيفية حساب معامل ايتا يدوياً وباستخدام *spss* :

مثال (٥-١١) :قام باحث بتطبيق اختبارين على مجموعة طلاب الثانوى العام أحدهما فى الدافع المعرفى(المتغير المستقل) و الآخر فى التحصيل(المتغير التابع) فحصل على البيانات الموضحة بالجدول التالى:

الطلاب	الدافع المعرفى	التحصيل	الطلاب	الدافع المعرفى	التحصيل
١	٨٢	٨٠	١٦	٨٤	٦٠
٢	٧٠	٨٩	١٧	٦٩	٨٠
٣	٨٠	٨٩	١٨	٦٨	٧٥
٤	٧٩	٦٠	١٩	٧٢	٧٨
٥	٩٠	٩٢	٢٠	٦٠	٧٥
٦	٦٠	٧٢	٢١	٦٨	٨٤
٧	٧٢	٧٠	٢٢	٨٥	٧٩
٨	٦٥	٩٢	٢٣	٦٠	٦٥
٩	٥٩	٥٦	٢٤	٨٣	٧٥
١٠	٧٠	٦٠	٢٥	٨٥	٨٢
١١	٦٢	٧٨	٢٦	٥٣	٧١
١٢	٨٢	٧٧	٢٧	٧٢	٧٠
١٣	٨١	٨٢	٢٨	٧١	٧٥
١٤	٧٢	٦٠	٢٩	٧١	٧٣
١٥	٨٥	٨٠	٣٠	٦٦	٧٠

و المطلوب اختبار الفرض البحثى : توجد علاقة إيجابية بين الدافع المعرفى و التحصيل.

بإعداد رسم انتشار لاختبار خطية علاقة المتغيرين نجد الشكل كالتالى:



الدافع المعرفى لدى ٣٠ مفحوص بالثانوية العامة

يلاحظ من الشكل وجود عدم خطية بين المتغيرين نظرا لابتعاد النقاط الممثلة لبيانات المتغيرين عن الميل نحو خط مستقيم و تبعثرها و لذلك فان معامل ارتباط بيرسون لا يصلح فى هذه الحالة ، لذلك فان أفضل مقياس علاقى بين متغيرين علاقتهما غير خطية هو معامل ايتا .

تدريب
تحقق من خطية العلاقة بين المتغيرين بأسلوب غير بيانى فى ضوء ما درسته فى الفصل الثانى

و يمكن معرفة كيفية حساب ربي يدوياً و باستخدام *spss* كالتالى :

الطريقة اليدوية :

الخطوة الأولى: نحسب المتوسط (مص) ، و الانحراف المعيارى (عص) للمتغير التابع ،

فنجد أن: مص = ٧٤,٩٧ ، عص = ٩,٧٠

الخطوة الثانية : إعداد جدول انتشار (و ليس رسم انتشار) لبيانات المتغيرين ، و جدول الانتشار عبارة عن تفاعل جدولى تكراريى المتغيرين معاً ، حيث يمثل أول صف بيانات المتغير المستقل: الدافع المعرفى(س) مرتبة ترتيباً تصاعدياً بدون تكرار ، أما أول عمود فيمثل بيانات المتغير التابع: التحصيل(ص) مرتبة ترتيباً تصاعدياً بدون تكرار ، أما باقى الأعمدة و الصفوف فتمثل التكرارات المزدوجة للبيانات، فمثلاً التكرار ١ بجوار السهم يبين أن هناك طالباً واحداً فقط حصل على الدرجة "٦٥" فى التحصيل و كذلك على الدرجة " ٦٠" فى الدافع المعرفى ، و هكذا بالنسبة لباقى التكرارات المزدوجة ، باستثناء اخر عمود و صف فى الجدول و اللذان يمثلان التكرارات الفرعية للمتغيرين التابع و المستقل على الترتيب ، و جدول الانتشار مبين فى الجدول التالى:

	٥٣	٥٩	٦٠	٦٢	٦٥	٦٦	٦٨	٦٩	٧٠	٧١	٧٧	٧٩	٨٠	٨١	٨٢	٨٣	٨٤	٨٨	٩٠	
٥٩		١																		١
٦٠									١		١	١					١			٤
٦٥			١																	١
٧٠						١					٢									٣
٧١	١																			١
٧٢			١																	١
٧٣										١										١
٧٥			١				١			١						١				٤
٧٧															١					١
٧٨				١							١									٢
٧٩																		١		١
٨٠								١							١			١		٣
٨٢														١				١		٢
٨٤							١													١
٨٩									١				١							٢
٩٢					١														١	٢
	١	١	٣	١	١	١	٢	١	٢	٢	٤	١	١	١	٢	١	١	٣	١	٣٠

الخطوة الثالثة : إيجاد متوسطات التكرارات الفرعية للمتغير المستقل(الدافع المعرفى) على المتغير التابع (التحصيل)($م'_{ص}$) ، و كذلك انحرافات هذه المتوسطات عن المتوسط الكلى للمتغير التابع ($م'_{ص} - م_{ص}$) ، و مربعات هذه الانحرافات (التباينات) $(م'_{ص} - م_{ص})^{٢}$ ، ثم ضرب هذه المربعات فى التكرارات الفرعية للمتغير المستقل $ك_{س} \times (م'_{ص} - م_{ص})^{٢}$ ، و هذه الخطوات الفرعية للخطوة الثالثة متضمنة فى الجدول التالى:

$س_ي$	$م_ص$	$م_ص - \bar{م}_ص$	$(م_ص - \bar{م}_ص)^2$	$س_ي \times (م_ص - \bar{م}_ص)^2$
١	٦١	٣,٩٧-	١٥,٧٦	١٥,٧٦
١	٥١	١٨,٩٧	٣٥٩,٨١	٣٥٩,٨١
٣	٧٠,١٧	٤,٣٠-	١٨,٤٩	٥٥,٤٧
١	٧٨	٣,٠٣	٩,١٨	٩,١٨
١	٩٢	١٧,٠٣	٢٩٠,٠٢	٢٩٠,٠٢
١	٧٠	٤,٩٧-	٢٤,٧٠	٢٤,٧٠
٢	٧٩,٥	٤,٥٣	٢٠,٥٢	٤١,٠٤
١	٨٠	٥,٠٣	٢٥,٣٠	٢٥,٣٠
٢	٧٤,٥	٠,٤٧-	٠,٢٢	٠,٤٤
٢	٧٤	٠,٩٧-	٠,٩٤	١,٨٨
٤	٦٩,٥	٥,٤٧-	٢٩,٩٢	١١٩,٦٨
١	٦٠	١٤,٩٧-	٢٢٤,١٠	٢٢٤,١٠
١	٨٩	١٤,٠٣	١٩٦,٨٤	١٩٦,٨٤
١	٨٢	٧,٠٣	٤٩,٤٢	٤٩,٤٢
٢	٧٨,٥	٣,٥٣	١٢,٤١	٢٤,٩٢
١	٧٥	٠,٠٣	٠,٠٠١	٠,٠٠١
١	٦٠	١٤,٩٧-	٢٢٤,١٠	٢٢٤,١٠
٣	٨٠,٣٣	٥,٣٦	٢٨,٧٣	٨٦,١٩
١	٩٢	١٧,٠٣	٢٩٠,٠٢	٢٩٠,٠٢
٣٠				٢٠٣٩,٥

الخطوة الرابعة : حساب تباين متوسطات التكرارات الفرعية للمتغير المستقل(الدافع المعرفى) على المتغير التابع (التحصيل): $ع_ج^2$ من المعادلة:

$$ع_ج^2 = \frac{مج\ س_ي \times (م_ص - \bar{م}_ص)^2}{ن-1} \quad ......(٥-٢٢)$$

حيث $س_ي$: التكرارات الفرعية للمتغير المستقل ،و لكن من الجدول المبين فى الخطوة السابقة نجد أن : $مج\ س_ي \times (م_ص - \bar{م}_ص)^2 = ٢٠٣٩,٥$ ، و من ثم فان :

$$ع_ج^2 = \frac{٢٠٣٩,٥}{٢٩} = ٦٧,٩٨ \quad \text{و منها } ع_ج = ٨,٣٩$$

ملاحظة

تم التعامل فى القانون السابق مع (ن-١) و ليس (ن) حتى يعطينا التباين (و من ثم الانحراف المعيارى) تقديراً للعينة غير متحيز للأصل الكلى المسحوبة منه ، و كما سبق و أوضحنا أنه مع زيادة حجم (ن) أى عندما (ن>٣٠) ، يمكن استخدام (ن) بدلاً من (ن-١) و سيصبح التقديرين متقاربين إلى حد كبير.

الخطوة الخامسة : حساب معامل ايتا ($ر_{ايتا}$) : كالتالى:

$$ر_{ايتا} = \frac{ع_ج}{ع_ص} = \frac{٨,٣٩}{٩,٧٠} = ٠,٨٦٥$$

استخدام *spss* :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص كل من المتغيرين المطلوب التعرف على معامل ايتا بينهما ،و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص و الموضحة أيضاً بالشاشة :

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
التحصيل	رقمى	٨	لايوجد	درجات ٣٠ مفحوص فى التحصيل بالثانوية العامة	لايوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج
دافع_معر	رقمى	٨	لايوجد	درجات٣٠ مفحوص فى الدافع المعرفى بالثانوية العامة	لايوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج

5-18 - SPSS Data Editor

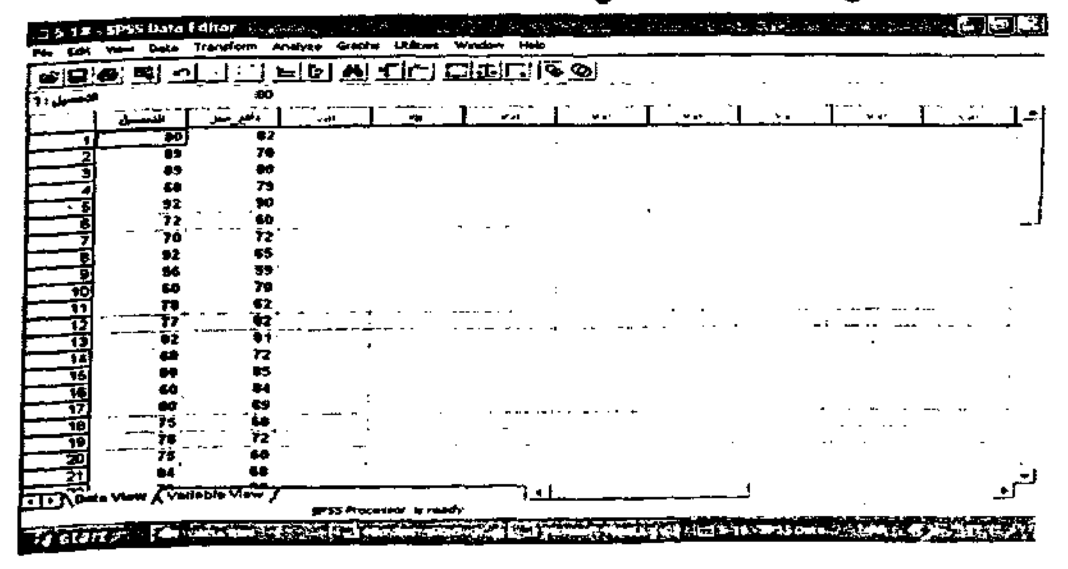
File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

	Name	Type	Width	Decimal	Label	Values	Missing	Cols	Align	Measure
1	التحصيل	Numeric	8	0	درجات ٣٠ مفحوص في التحصيل بالثانوية العامة	None	None	8	Right	Scale
2	دافع_معر	Numeric	8	0	درجات ٣٠ مفحوص في الدافع المعرفي بالثانوية العا	None	None	8	Right	Scale

Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

الخطوة الثانية : الانتقال إلى شاشة*data view* ، ثم كتابة البيانات الإحصائية فى العمودين "التحصيل" ،"دافع_معر" كما هو موضح بالشكل:


5 18 - SPSS Data Editor

File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

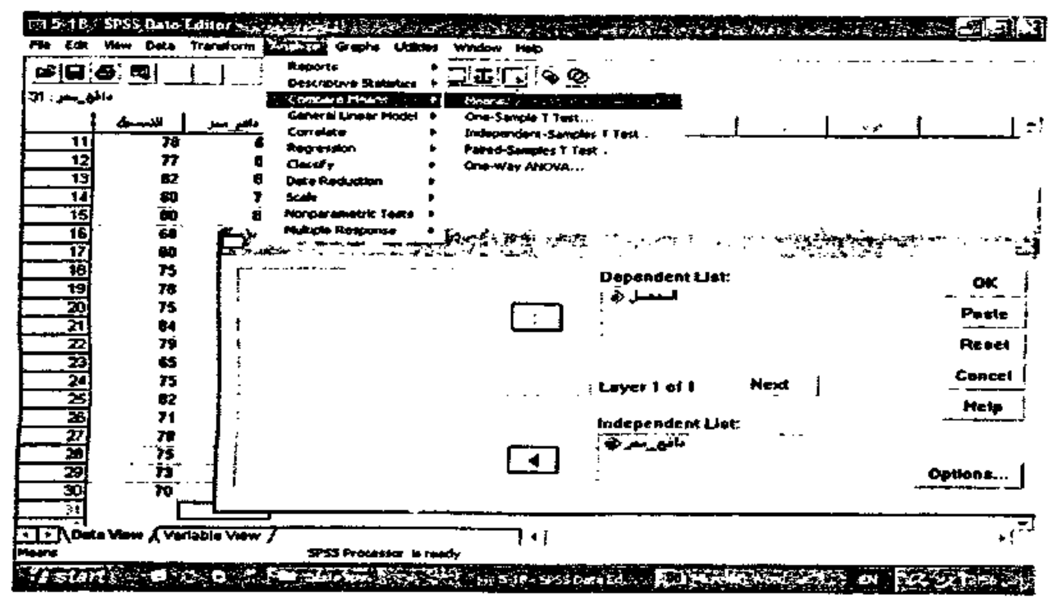
1 : التحصيل 80

	التحصيل	دافع_معر
1	80	82
2	89	70
3	89	80
4	68	79
5	92	90
6	72	60
7	70	72
8	92	65
9	86	59
10	60	70
11	78	62
12	77	82
13	82	91
14	68	72
15	89	85
16	60	84
17	80	69
18	75	68
19	78	72
20	75	60
21	84	68

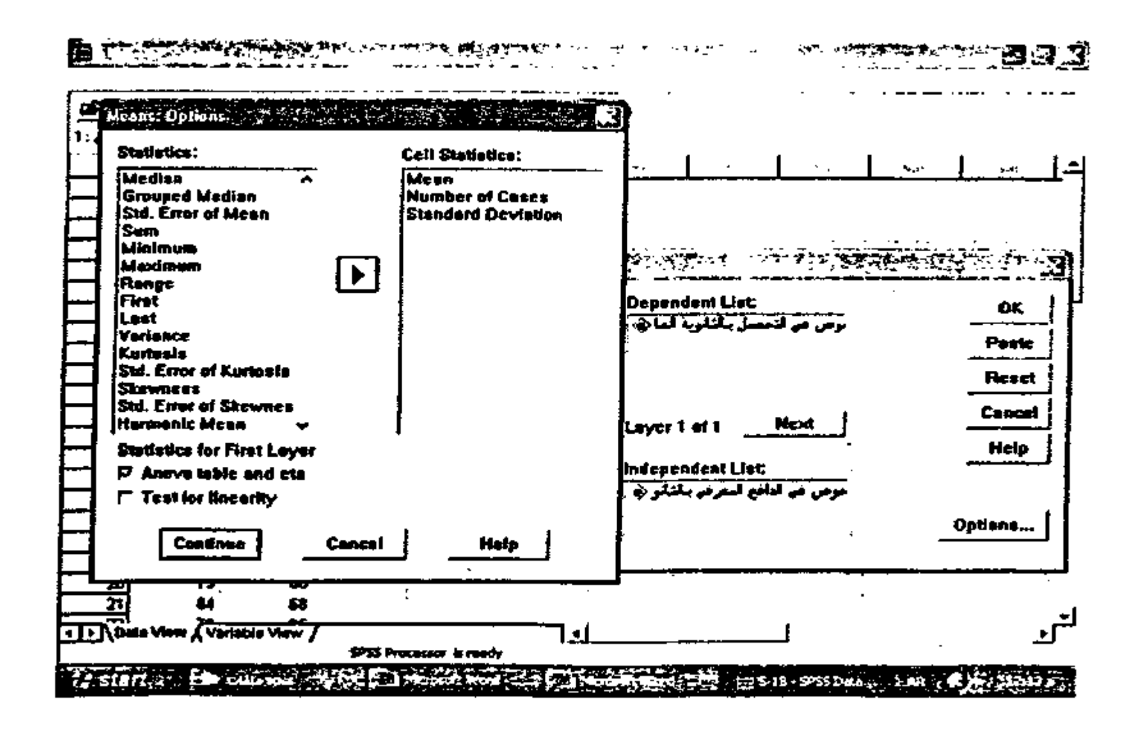
Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

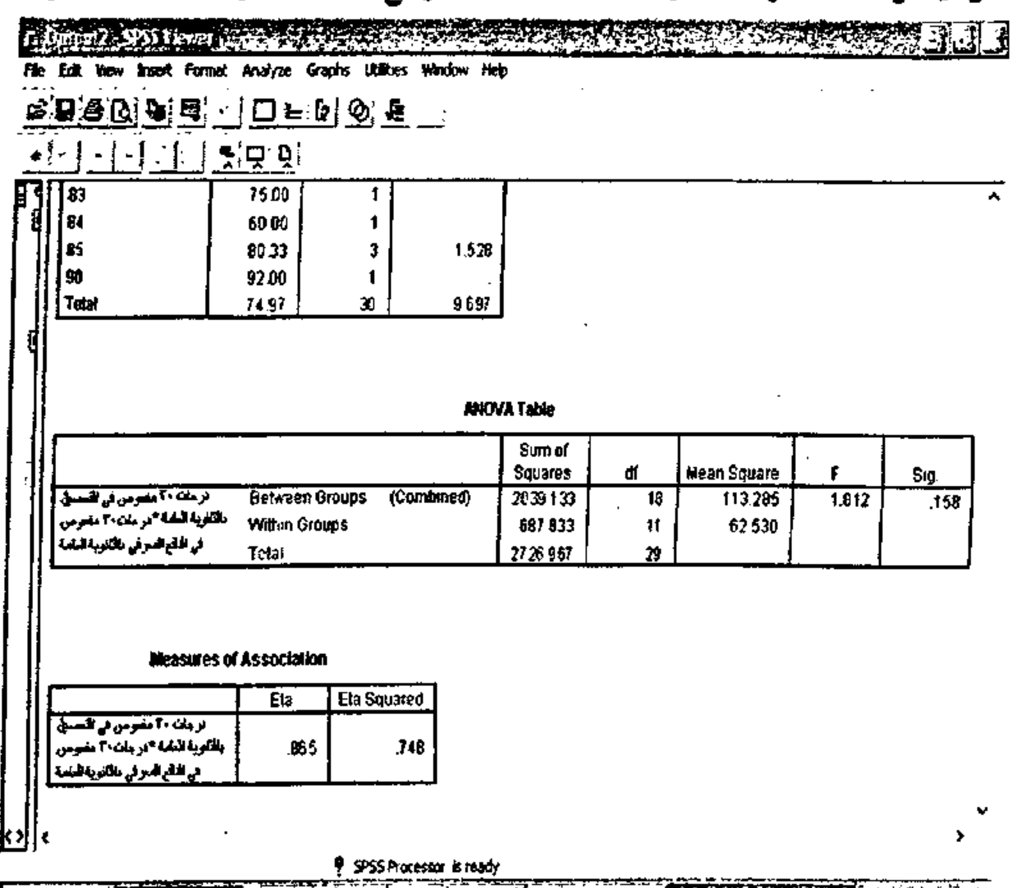
الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر *analyze* نختار الأمر *compare means* ثم الأمر الفرعي ...*means* سيظهر مربع حوار ندرج متغير البيانات "التحصيل" إلى المربع المسمى *dependent list*، و متغير البيانات "دافع_معر" إلى المربع المسمى *independent list* كما بالشكل :



الخطوة الرابعة: نضغط على الذرار ...*options* يظهر مربع حوار الذى يمدنا بخيـارات عديدة نختار منها ما يهمنا و هو الاختيار *anova table and eta* كما بالشكل :



الخطوة الخامسة : ثم نضغط على الذرار *continue* لإخفاء مربع الخيارات هذا و الرجوع إلى مربع الحوار الأصلي في الخطوة الثالثة ، و بعد الضغط على الذرار *ok* نحصل على قيمة معامل ايتا و كذلك جدول تحليل التباين" ف" الذى يوضح دلالة معامل ايتا كما بالشكل :



83	75.00	1	
84	60.00	1	
85	80.33	3	1.528
90	92.00	1	
Total	74.97	30	9.697

ANOVA Table

			Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
درجات ٣٠ مفحوص في التحصيل بالثانوية العامة * درجات ٣٠ مفحوص في الدافع المعرفي بالثانوية العامة	Between Groups	(Combined)	2039.133	18	113.285	1.812	.158
	Within Groups		687.833	11	62.530		
	Total		2726.967	29			

Measures of Association

	Eta	Eta Squared
درجات ٣٠ مفحوص في التحصيل بالثانوية العامة * درجات ٣٠ مفحوص في الدافع المعرفي بالثانوية العامة	.865	.748

SPSS Processor is ready

مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *spss* :

	الطريقة اليدوية	طريقة *spss*
القيمة	٠,٨٦٥	٠,٨٦٥
الدلالة	تعتمد على تحليل التباين البسيط و الذى سيتم التعرف عليه في الفصل السادس	• منطقة الشك =٠,١٥٨ • إذاً رايتا غير دالة
الفـــــرض المصاغ	رفض الفرض الذى تمت صياغته توجد علاقة إيجابية بين الدافع المعرفى و التحصيل	

تدريب

هل نبحث عن دلالة النتيجة المتحصل عليها في دلالة الطرف أم الطرفين

التفسير التربوى لمعامل ايتا المتحصل :

توصلنا من النتيجة السابقة إلى أن $ر_{بن}$ = ٠,٨٦٥ ،إلا أنه بالرغم من هذه القيمة الكبيرة إلا أن العامل غير دال إحصائياً ، و هو عدم وجود علاقة ارتباطية انحدارية للمتغير المستقل (الدافع المعرفى) بالمتغير التابع (التحصيل) ، نظراً لعدم دلالة النسبة الفائية المقابلة و ربما يرجع ذلك إلى عدم احتواء المناهج على ما يشبع الرغبة و الدافع إلى المعرفة و التزود بالعلم لدى طلاب الثانوية العامة بما يدحض صحة الفرض الحالى المصاغ ، و هى رسالة موجهة إلى القائمين بالعملية التعليمية بضرورة الاهتمام بالمحتوى العلمى للمناهج بما يشبع الدافع المعرفى لدى الطلاب .

* **معاملات الارتباط بين المتغيرات الثنائية التقسيم** ***dichotomous*** **:**

هناك معاملات ارتباط معينة تهدف إلى إيجاد العلاقة بين متغيرين أحدهما أو كلاهما مقسم تقسيماً ثنائياً ، و التقسيم الثنائى للمتغير قد يكون حقيقياً أى طبيعياً أو قد يكون التقسيم اصطناعياً ، و يمن إيضاح الفرق بين النوعين من التقسيم كالتالى :

• المتغيرات ذات التقسيم الثنائى الحقيقى : هى المتغيرات التى تقسم إلى صنفين فقط و ليس أكثر من صنفين مثل متغير النوع(ذكر–أنثى)،و متغير المواطنة(مواطن–أجنبى) ،و الإجابة على سؤال معين(نعم–لا)، و رد الفعل لقضية معينة (موافق–معارض) ، و غيرها من المتغيرات التى تقسم إلى صنفين بصورة طبيعية و هذا النوع من المتغيرات يكون نوعياً و ينتمى إلى مستوى القياس الاسمى لأن غرضه التصنيف و ليس أكثر من التصنيف.

• المتغيرات ذات التقسيم الثنائى الاصطناعى : هى متغيرات كمية فى طبيعتها و لكن تم تقسيمها فى ضوء نقطة تقسيم معينة (درجة قطع معينة) إلى قسمين أى أصبح متغير ذى تصنيف ثنائى و لكن الثنائية هنا اصطناعية أى غير حقيقية و بذلك تحول المتغير من كمى إلى نوعى و تحول مستوى القياس من مسافى(أو رتبى) إلى اسمى مثل متغير الذكاء (و هو فى الأصل متغير كمى) تم تحويله لاعتبار أو لآخر مثلاً إلى متغير ثنائ التقسيم (ذكى–غبى) فى ضوء محك معين و ليكن من حصل على نسبة ذكاء ١٠٠ فما فوق يعد ذكى أما دون ذلك فيعد غبى ، و مثل متغير النجاح الدراسى و المبنى على درجات كمية فهنا

نقسم المتغير إلى صنفين(ناجح-راسب) في ضوء درجة نجاح معينة (و ليكن نصف المجموع الكلى) و هنا التقسيم أيضاً إصطناعى ،و هكذا فإن أى متغير كمى يتم تقسيمه إلى صنفين في ضوء درجة قطع معينة يسمى (متغير ذو تقسيم ثنائى اصطناعى) .

ملاحظة

هناك طرق عديدة لتحديد درجة القطع أى الدرجة التى تقسم المفحوصين إلى صنفين ، و من درجات القطع ما يعتمد على الوسيط أو التوسط أو مزيج من التوسط و الانحراف المعيارى ، أو نسبة مئوية من المجموع الكلى (٥٠ ٪ مثلا) ، و هناك أيضاً طرقاً تجريبية لتحديد درجة القطع مثل طريقة أنجوف *angoff* و طريقة ندلسكاى *nedleskey* ، و طريقة ايبل *ebel* و طريقة جيجر *jaeger* ، و لقد قام المؤلف بإجراء بحث عن المقارنة بين طريقتى أنجوف و ندلسكاى و مقارنة قرار التصنيف الناتج عن كل منهما و تم التوصل إلى أن قرار التصنيف الناتج عن طريقة أنجوف يتسم بالدقة مقارنة بطريقة ندلسكاى

(حجاج غانم ، ٢٠٠٤:ب)

ملاحظة

اختلف العلماء و المتخصصون فى الإحصاء على بعض المتغيرات الثنائية التقسيم من حيث حقيقية ثنائيتها أم اصطناعية ثنائيتها فمثلا:

متغير الإجابة على سؤال (نعم-لا) أو (صح –خطأ) أشار عدد من العلماء (زكريا الشربينى،٢٠٠١، ١٨٠ ؛ صلاح الدين محمود علام ، ٢٠٠٠ ، ٣١٦ ؛ صفوت فرج ، ١٩٩٦ ، ٢٢٥ ؛ *nunnally,1978,132*)أنه متغير ثنائى حقيقى و علتهم فى ذلك أن الفرد قد يجيب إجابة صحيحة أو خاطئة و ليس هناك احتمال ثالث ، ولكن فى نفس الوقت أشار (فؤاد أبو حطب ، آمال صادق ،١٩٩١، ٧٧٠) إلى أن الثنائية فى هذه الحالة ليست ثنائية حقيقية و علتهما فى ذلك أنه لا يمكن القول أن جميع الذين صنفوا بأنهم أجابوا على السؤال بنعم فعلوا ذلك بدرجة متساوية من التأكيد و أن الذين أجابوا بلا فعلوا ذلك أيضاً بدرجة متساوية من النفى ، و لكن الإجابة بنعم أو لا تمثل متصل من السلوك يمتد من الإيجاب و التأكيد الشديدين إلى السلب و النفى الشديدين أيضاً ، و بالتالى فالثنائية ليست ثنائية حقيقية و لكنها إحدى الحالات المحتملة .

و لكن يفضل المؤلف الرأى الأول و الذى ينادى بالتصنيف الثنائى الحقيقى لمتغير الإجابة على سؤال (نعم –لا) أو (صح –خطأ) نظراً لأن القياس النفسى مبنى على أساس توافر الشروط السيكومترية فى المقاييس و الاختبارات النفسية(الثبات –الصدق-المعايير) و التى تجعل استجابة أى فرد لأى سؤال هى استجابة حقيقية بالفعل ، و نفس الكلام يمكن أن يقال على متغير مثل الاتجاه نحو قضية معينة (موافق-معارض) .

و نوع معامل الارتباط المستخدم يتوقف على نوع أحد المتغيرين الثنائيين أو كليهما و لعل الجدول التالي يوضح ذلك :

نوع التقسيم الثنائي		معامل الارتباط المستخدم
أحد المتغيرين	المتغير الآخر	
مسافي	تقسيم ثنائي اصطناعي	معامل الارتباط الثنائي(رثنائي)
تقسيم ثنائي اصطناعي	تقسيم ثنائي اصطناعي	معامل الارتباط الرباعي(ررباعي)
مسافي	تقسيم ثنائي حقيقي	معامل الارتباط الثنائي الحقيقي(رثنائي حقيقي)
تقسيم ثنائي حقيقي	تقسيم ثنائي حقيقي	معامل الارتباط الرباعي الحقيقي (ررر)

و فيما يلي إلقاء بعض الضوء على هذه الأنواع من معاملات الارتباط :

٥- معامل الارتباط الثنائي : *biserial* (رثنائي) :

متى أستخدم رثنائي ؟

- إذا كان أصل بيانات المتغيرين من النوع الكمي .
- إذا حولنا بيانات إحدى المتغيرين لسبب أو لآخر إلى تقسيم ثنائي إصطناعي ، و الآخر كان مستوى قياسه مسافي .
- أن تتوزع بيانات كلا المتغيرين تبعاً للمنحنى الاعتدالي .

إن رثنائي يهدف إلى إيجاد العلاقة بين متغيرين أحدهما كمي و الآخر كان في الأصل متغير كمي و لكن تم تقسيمه في ضوء نقطة تقسيم معينة (درجة قطع) إلى قسمين أي أصبح متغير ذي تصنيف ثنائي غير حقيقي .

ملاحظة

إذا حصلنا على بيانات المتغيرين في صورة كمية فإننا من باب أولى أن نحسب معامل الارتباط بينهما باستخدام طريقة بيرسون ، و لكننا نلجأ إلى معامل الارتباط الثنائي في حالتين أولهما عدم إمكانية تطبيق معامل بيرسون ، و الحالة الثانية عدم توفر البيانات الكمية لإحدى المتغيرين .

و يمكن حساب معامل الارتباط الثنائي من القانون :

$$ر_{\text{ثنائي}} = \frac{(م_{١} - م_{٢}) \times ك_{١} \times ك_{٢}}{ع \times ك} \quad \text{.....(٥-٢٣)}$$

حيث: $م_{1}$ متوسط درجات الأفراد على المتغير المتصل و الذين ينتمون إلى الصنف الأول (ذكى مثلاً) فى المتغير الثنائى .

$م_{2}$ متوسط درجات الأفراد على المتغير المتصل و الذين ينتمون إلى الصنف الثانى(غبى مثلاً) فى المتغير الثنائى .

$ك_{1}$ نسبة تكرار الأفراد على الصنف الأول فى المتغير الثنائى .

$ك_{2}$ نسبة تكرار الأفراد على الصنف الثانى فى المتغير الثنائى .

ع الانحراف المعيارى لدرجات العينة ككل فى المتغير المتصل .

ك الارتفاع الصادى على منحنى التوزيع الاعتدالى المقابل لنسبة الأفراد المنتمون للصنف الأول .

و يمكن معرفة كيفية حساب معامل الارتباط الثنائى ($ر_{ثنائى}$) من خلال المثال التالى :

مثال (٦-١٩) :قام باحث بتطبيق اختبارين على (١٦) مفحوص أحدهما فى الذكاء و الآخر فى الاستعداد الميكانيكى و قد قام بتصنيف مفحوصيه فى الذكاء(فى ضوء محك معين) إلى صنفين (ذكى-غبى) لاعتبارات خاصة ببحثه و كانت بياناته كالتالى:

درجات الذكاء	٨٩	١٠٩	١١٢	١٠٣	١١٩	٩٢	٧٩	١١٧
مستوى الذكاء	غبى	ذكى	ذكى	ذكى	ذكى	غبى	غبى	ذكى
الاستعداد الميكانيكى	١٤	١٦	١٩	١٢	١٧	١٤	٩	١٥
درجات الذكاء	٩٣	٨٨	١٠٠	٨٧	١٠٥	١١١	١٠١	١٠٩
مستوى الذكاء	غبى	غبى	ذكى	غبى	ذكى	ذكى	ذكى	ذكى
الاستعداد الميكانيكى	١٤	١٦	١٥	١٧	١٦	١٨	١٥	١٩

و المطلوب اختبار الفرض البحثى: توجد علاقة بين متغيريى الذكاء و الاستعداد الميكانيكى .

الطريقة اليدوية:

نلاحظ على بيانات المتغيرين أنهما موزعان توزيعاً اعتدالياً حيث أن معاملى الالتواء للمتغيرين(الذكاء-الاستعداد الميكانيكى) هما (-٠,٢ ، -٠,٨٤) على الترتيب

تدريب

توصل إلى معاملي الالتواء السابقين في ضوء ما درسته في الفصل الثاني

المطلوب التعرف على العلاقة بين متغيرين أحدهما كمي ذو مستوى قياس مسافي و هو متغير الاستعداد الميكانيكي و الآخر أيضاً متغير كمي و لكن تحول إلى متغير نوعي ذي مستوى قياس اسمي بصورة اصطناعية ، و هو متغير الذكاء(ذكي-غبي) ،و بذلك نملك كل المعطيات التي تجعلنا نطبق رثنائي كالتالي :

الخطوة الأولى : إيجاد القيم اللازمة لحساب رثنائي كالتالي:

م١ و هي متوسط درجات الأذكياء في الاستعداد الميكانيكي = ١٦,٢ .

م٢ و هي متوسط درجات الأغبياء في الاستعداد الميكانيكي = ١٤ .

ك١ و هي نسبة الأذكياء في المجموعة = ٠,٦٢٥

ك٢ و هي نسبة الأغبياء في المجموعة = ٠,٣٧٥

ع و هي الانحراف المعياري لدرجات المجموعة في الاستعداد الميكانيكي = ٢,٥٥

ك و هو الارتفاع الصادي للمنحنى الطبيعي المقابل لنسبة الأذكياء أي المقابل للنسبة ٠,٦٢٥ و هي = ٠,٣٨ .

تدريب

توصل إلى هذه القيم بنفسك

الخطوة الثانية : يتم تطبيق قانون رثنائي كالتالي :

$$ر_{\text{ثنائي}} = \frac{(١٦,٢ - ١٤) \times ٠,٦٢٥ \times ٠,٣٧٥}{٢,٥٥ \times ٠,٣٨} = ٠,٥٣$$

استخدام *spss* : لا يتضمن برنامج *spss* إجراء لمعامل الارتباط الثنائي (و سيتم التعليق على ذلك بعد عرض معامل الارتباط الرباعي)

٦- معامل الارتباط الرباعي : *tetrachoric*(ررباعي) :

متى أستخدم ررباعي ؟

أ- عندما يكون أصل بيانات المتغيرين من النوع الكمي .

ب- إذا حولنا بيانات كلا المتغيرين لسبب أو لآخر إلى تقسيم ثنائى إصطناعى .

جـ- أن تتوزع بيانات كلا المتغيرين تبعاً للمنحنى الاعتدالى

إن $ر_{\text{رباعى}}$ يهدف إلى إيجاد العلاقة بين متغيرين كميين و لكن تم تقسيم كل منهما إلى نصفين في ضوء محك معين (درجة قطع) ، و بذلك يصبح كل متغير منهما ثنائى التقسيم و لكن الثنائية هنا كانت اعتباطية أى اصطناعية و ليست طبيعية، و يتطلب معامل الارتباط الرباعى مثله مثل معامل الارتباط الثنائى ضرورة توزيع بيانات المتغيرين اعتدالياً و من المتغيرات المصنفة تصنيفاً ثنائياً بطريقة اصطناعية متغير التحصيل و الذى يعد متغير كمى و لكن يمكننا تقسيمه إلى نصفين عن طريق درجة معينة و لتكن المتوسط مثلاً فالأفراد الذين يحصلون على درجة أكبر أو تساوي المتوسط يعتبرون ناجحون و ما هم دون المتوسط فيعدون راسبون ، لذا تم تقسيم هذا المتغير الكمى إلى قسمين (النجاح-الرسوب) بطريقة اصطناعية أو اعتباطية و على ذلك يتحول المتغير الكمى الذى هو في الأصل مسافى إلى متغير اسمى ، و القانون المستخدم لحساب معامل الارتباط الرباعى قانون طويل و مجهد ، و لكن هناك طريقة تقريبية لحسابه أشار إليها(فؤاد أبو حطب،امال صادق ،١٩٩١ ، ٧٧١) تعطى نتائج متقاربة مع القانون الأصلى و هذه الطريقة تعتمد على المفهوم الهندسى لمعامل الارتباط عن طريق إحدى دوال حساب المثلثات و هى جيب تمام الزاوية "جتا" كالتالى:

$$ر_{\text{رباعى}} = \text{جتا} \left(\frac{١٨٠}{١ + \sqrt{\frac{أ \times د}{ب \times ج}}} \right) \quad .....(٥-٢٤)$$

حيث $ر_{\text{رباعى}}$ ترمز لمعامل الارتباط الرباعى ، أ،ب،ج،د ترمز لعدد الحالات المشتركة بين تصنيفيى المتغيرين الكميين (٢×٢) نتيجة تفاعلهما معاً .

فمثلاً إذا أردنا حساب العلاقة بين متغيريى الذكاء(ذكى-غبى)و الاستعداد الميكيانيكى(مرتفع-منخفض) تكون:

أ: الأذكياء المرتفعين فى الاستعداد الميكانيكى .

ب: الأذكياء المنخفضين في الاستعداد الميكانيكي .

جـ: الأغبياء المرتفعين في الاستعداد الميكانيكي .

د: الأغبياء المنخفضين في الاستعداد الميكانيكي .

و يمكن توضيح كيفية حساب ر رباعي يدوياً من المثال التالي :

مثال (٥-٦) : أراد معلم أن يتعرف على طبيعة العلاقة بين دافعية (١١) تلميذ من تلاميذ فصله و تحصيلهم الدراسي فحصل على بيانات عن كل متغير و قد قام المعلم بتقسيم تلاميذه في كل متغير طبقاً لمحك معين إلى صنفين لاعتبارات سيكومترية خاصة بتقييم تلاميذه و متابعتهم فحصل على البيانات الموضحة في الجدول التالي

التلاميذ	الدافعية		التحصيل	
	الدرجة	التقسيم	الدرجة	التقسيم
محمد	١٩	مرتفع	٢٤	ناجح
محمود	١١	منخفض	٢٨	ناجح
مصطفى	٩	منخفض	١٢	راسب
عمر	٨	منخفض	٢٨	ناجح
مؤمن	١٤	مرتفع	٢٤	ناجح
مريم	٩	منخفض	١٤	راسب
منة	١٧	مرتفع	١٩	ناجح
منار	١٥	مرتفع	١٠	راسب
الاء	١٥	مرتفع	٢٩	ناجح
اية	١٨	مرتفع	٢٧	ناجح
عبد الرحمن	١٧	مرتفع	٢٠	ناجح

و المطلوب اختبار الفرض البحثي توجد علاقة إيجابية بين الدافعية و التحصيل .

الطريقة اليدوية:

نلاحظ على بيانات المتغيرين أنهما موزعان توزيعاً اعتدالياً حيث أن معاملي الالتواء للمتغيرين(الدافعية-التحصيل) هما (-٠,٣٢ ، -٠,٥٥) على الترتيب .

تدريب

توصل إلى معاملي الالتواء السابقين في ضوء ما درسته في الفصل الثاني

و المطلوب التعرف على العلاقة بين متغيرين كميين فى طبيعتهما و تم تحويلهما بصوره اصطناعية إلى متغيرين مقسمين تقسيماً ثنائياً و بذلك نملك كل المعطيات التى تجعلنا نطبق $ر_{رباعى}$ كالتالى :

الخطوة الأولى : نكون جدول الاقتران التالى:

الدافعية / التحصيل	مرتفع	منخفض	المجموع
ناجح	٦	٢	٨
راسب	١	٢	٣
المجموع	٧	٤	١١

من الجدول السابق نجد أن: أ=٦ ، ب=٢، جـ=١ ،د=٢

الخطوة الثانية : يتم تطبيق قانون $ر_{رباعى}$ كالتالى :

$$ر_{رباعى} = \text{جتا}\left(\frac{١٨٠}{١ + \sqrt{\frac{٦\times٢}{٢\times١}}}\right) = \text{جتا } ٥٢,١٨ = ٠,٦١$$

استخدام *spss* : لا يتضمن برنامج *spss* إجراء لمعامل الارتباط الرباعى .

ملاحظة

يلاحظ أن كل من معامل الارتباط الثنائى و معامل الارتباط الرباعى غير متضمنين فى برنامج *spss* و يرجع ذلك إلى ضعف هذين العاملين مقارنة بمعاملى الارتباط الثنائى الحقيقى و معامل ارتباط فاى (معامل الارتباط الرباعى الحقيقى) و الذان سيتم التعرض اليهما فى الصفحات التالية و لعل ذلك يرجع الى الاصطناعية فى التقسيم و التى نجريها على بيانات أحد المتغيرين الكميين أو كليهما على الترتيب ، و يؤيد ذلك *(nunnally,1978,136)* و الذى أشار إلى أن كل من معامل الارتباط الثنائى و معامل الارتباط الرباعى يتسمان بالضعف و يفضل عدم استخدامهما و حدد عدة أسباب لذلك منها أن هذين المعاملين يتطلبان ضرورة اعتدالية توزيع بيانات المتغيرين المراد حساب معامل الارتباط بينهما و اذا لم يحدث ذلك سيعطى المعامل نتائج مضللة، كما أن اصطناعية التقسيم تجعل النتائج غير دقيقة فلقد وجد *nunnally* فجوة كبيرة بين قيمة معامل الارتباط الثنائى أو الرباعى من جانب(و المبنى على الوسيط كنقطة تقسيم) و معامل ارتباط بيرسون لنفس بيانات المتغيرين من جانب اخر ، و هناك سبب اخر لضعف هذين العاملين و هو عدم استخدامهما فى حساب مقاييس إحصائية أخرى مقارنة بمعامل ارتباط بيرسون و الذى يستخدم فى الارتباط الجزئى و معامل الارتباط المتعدد و تحليل الانحدار المتعدد.

٧- معامل الارتباط الثنائي الحقيقي point biserial (ر ثنائي حقيقي) :

متى أستخدم ر ثنائي حقيقي :

أ-عندما تكون بيانات أحد المتغيرين من النوع الكمي و الآخر من النوع الكيفي .

ب-عندما يكون المتغير الكيفي مصنف تصنيفاً ثنائياً حقيقياً .

إن ما يميز معامل الارتباط الثنائي الحقيقي (ر ثنائي حقيقي) عن ر ثنائي هو طبيعة المتغير الثنائي و الذي يعد في هذه الحالة مصنف تصنيفاً ثنائياً حقيقياً و ليس اعتباطياً ، بمعنى أننا نلجأ إلى ر ثنائي حقيقي عندما يكون أحد المتغيرين كمياً ، أما المتغير الآخر فهو متغير ثنائي حقيقي و هو كما ذكرنا مثل النوع(ذكر-أنثى)، المواطنة(مواطن-أجنبي)، الاتجاه نحو قضية معينة(موافق-معارض) ، الإجابة على سؤال معين(نعم-لا) ......و هكذا ، و في الحقيقة إن معامل الارتباط الثنائي الحقيقي (ر ثنائي حقيقي) يكافئ تماماً معامل ارتباط بيرسون(ر بيرسون) ، و سنرى في الصفحات القليلة التالية أن طريقة *spss* لحساب ر ثنائي حقيقي تعتمد اعتماد كلي على ر بيرسون .

و يمكن حساب معامل الارتباط الثنائي الحقيقي من القانون :

$$ر_{ثنائي\ حقيقي} = \frac{(م_1 - م_2) \times \sqrt{ك_1 \times ك_2}}{ع} \quad ......(٥-٢٥)$$

حيث: $م_1$ متوسط درجات الأفراد على المتغير المتصل و الذين ينتمون إلى الصنف الأول (ذكر مثلاً) في المتغير الثنائي الحقيقي .

$م_2$ متوسط درجات الأفراد على المتغير المتصل و الذين ينتمون إلى الصنف الثاني(أنثى مثلاً) في المتغير الثنائي الحقيقي .

$ك_1$ نسبة تكرار الأفراد على الصنف الأول في المتغير الثنائي الحقيقي أي نسبة الذكور مثلاً .

ك. نسبة تكرار الأفراد على الصنف الثانى فى المتغير الثنائي الحقيقى أى نسبة الإناث مثلاً .

ع الانحراف المعيارى لدرجات العينة ككل فى المتغير المتصل .

دلالة ر ثنائى حقيقى : يتم التعرف على دلالة ر ثنائى حقيقى بنفس طريقة ر بيرسون أى اعتبار أنه قيمة عادية لمعامل ارتباط بيرسون و اتباع الطرق المعتادة فى التعرف على الدلالة .

و يمكن معرفة كيفية حساب ر ثنائى حقيقى يدوياً و باستخدام *spss* من خلال المثال التالى :

مثال (٥-١٦) : تم تطبيق اختبار فى القدرة التذكرية ذى الدرجة الكلية (٥٠) على مجموعة من طلاب الصف الثانى الإعدادى من الجنسين عددهم (٣٤) طالباً و طالبة و كانت البيانات كالتالى:

العينة	النوع	القدرة التذكرية	العينة	النوع	القدرة التذكرية
١	ذكر	٤١	١٨	ذكر	٢٩
٢	ذكر	٣٢	١٩	ذكر	٣٦
٣	ذكر	٤٥	٢٠	أنثى	٤٩
٤	أنثى	٣٠	٢١	ذكر	٤٦
٥	ذكر	٣٦	٢٢	ذكر	٣٢
٦	أنثى	٤٥	٢٣	ذكر	٣١
٧	ذكر	٣٦	٢٤	أنثى	٤٠
٨	ذكر	٣٦	٢٥	ذكر	٣٠
٩	ذكر	٢٩	٢٦	أنثى	٣٩
١٠	أنثى	٣٥	٢٧	ذكر	٢١
١١	ذكر	٣٧	٢٨	ذكر	٣٠
١٢	ذكر	٣٥	٢٩	أنثى	٤٣
١٣	أنثى	٤٥	٣٠	أنثى	٣٥
١٤	أنثى	٣٥	٣١	ذكر	٤٠
١٥	أنثى	٤١	٣٢	أنثى	٣٥
١٦	ذكر	٣٩	٣٣	أنثى	٤٨
١٧	ذكر	٤٣	٣٤	أنثى	٤٥

و المطلوب اختبار الفرض البحثى : يوجد ارتباط بين النوع(ذكر-أنثى) و القدرة التذكرية لدى طلاب الصف الثانى الإعدادى .

استخدام *spss* :المطلوب التعرف على العلاقة بين متغيرين أحدهما كمى ذو مستوى قياس مسافى و هو متغير القدرة التذكرية و الآخر متغير نوعى ذى مستوى قياس اسمى و هو

متغير النوع(ذكر-أنثى) ، وبذلك فنحن نملك كل المعطيات التى تجعلنا نطبق ر ثنائى حقيقى كالتالى

الخطوة الأولى : إيجاد القيم اللازمة لحساب ر ثنائى حقيقى كالتالى:

$م_1$ و هى متوسط درجات الذكور فى القدرة التذكرية = ٣٤,٧ .

$م_2$ و هى متوسط درجات الإناث فى القدرة التذكرية = ٤٠,٣٦ .

$ك_1$ و هى نسبة الذكور فى المجموعة = ٠,٥٩

$ك_2$ و هى نسبة الإناث فى المجموعة = ٠,٤١

ع و هى الانحراف المعيارى لدرجات المجموعة في القدرة التذكرية = ٦,٧٢

تدريب
توصل إلى هذه القيم بنفسك

الخطوة الثانية : يتم تطبيق قانون ر ثنائى حقيقى كالتالى :

$$ر_{ثنائى\ حقيقى} = \frac{(٤٠,٣٦-٣٤,٧) \times \sqrt{٠.٥٩ \times ٠.٤١}}{٦,٧٢} = -٠.٤١$$

استخدام *spss* :

هى نفس قيمة ر بيرسون باستخدام *spss* ، مع ملاحظة مهمة و هى ضرورة أن نختار نوع المتغير الثنائى فى شاشة عرض خصائص المتغيرات : (رقمى)*(numeric)* و ليس (نوعى)*(string)* و إلا سيرفض برنامج *spss* حساب ر بيرسون التى هى نفسها رثنائى حقيقى كالتالى:

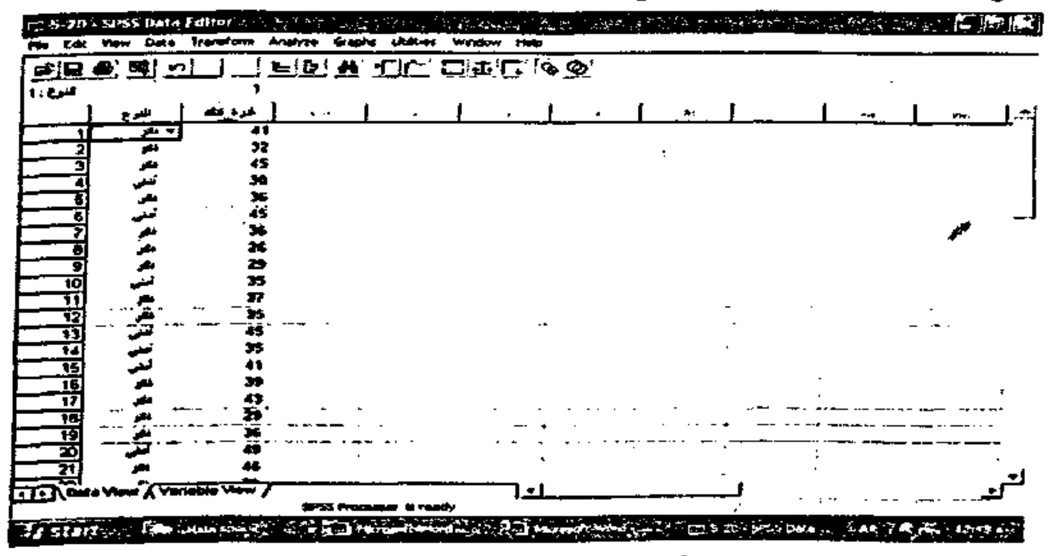
الخطوة الأولى :

تحديد خصائص كل من المتغيرين المطلوب التعرف على معامل ارتباط بيرسون بينهما(و التى هى نفسها قيمة ر ثنائى حقيقى) ،و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص الموضحة أيضا بالشاشة :

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
النوع	رقمى	٨	لايوجد	متغير النوع (ذكر-أنثى) لدى ٣٤ مفحوص (ثانية إعدادى) بمدرسة قنا	(١،ذكر)، (٢، أنثى)	لا يوجد	٨	يمين	اسمى

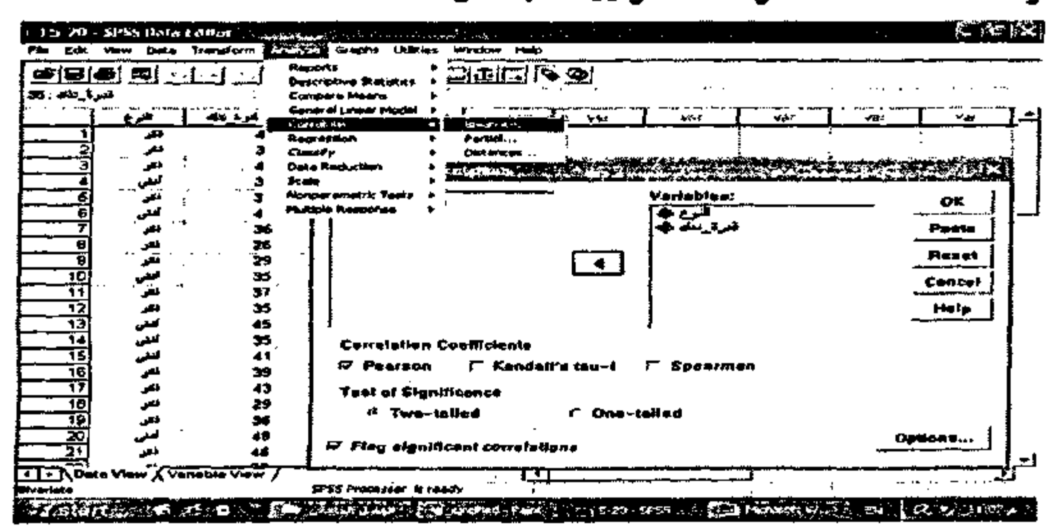
قدرة_تنك	رقمى	٨	لايوجد	درجات اختبار القدرة التذكرية لدى ٣٤ مفحوص (ثانية إعدادى) بمدرسة قنا	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج

الخطوة الثانية : الانتقال إلى شاشة*data view* ، ثم كتابة البيانات الإحصائية في العمودين "النوع" ،"قدرة_تنك" كما هو موضح بالشكل:

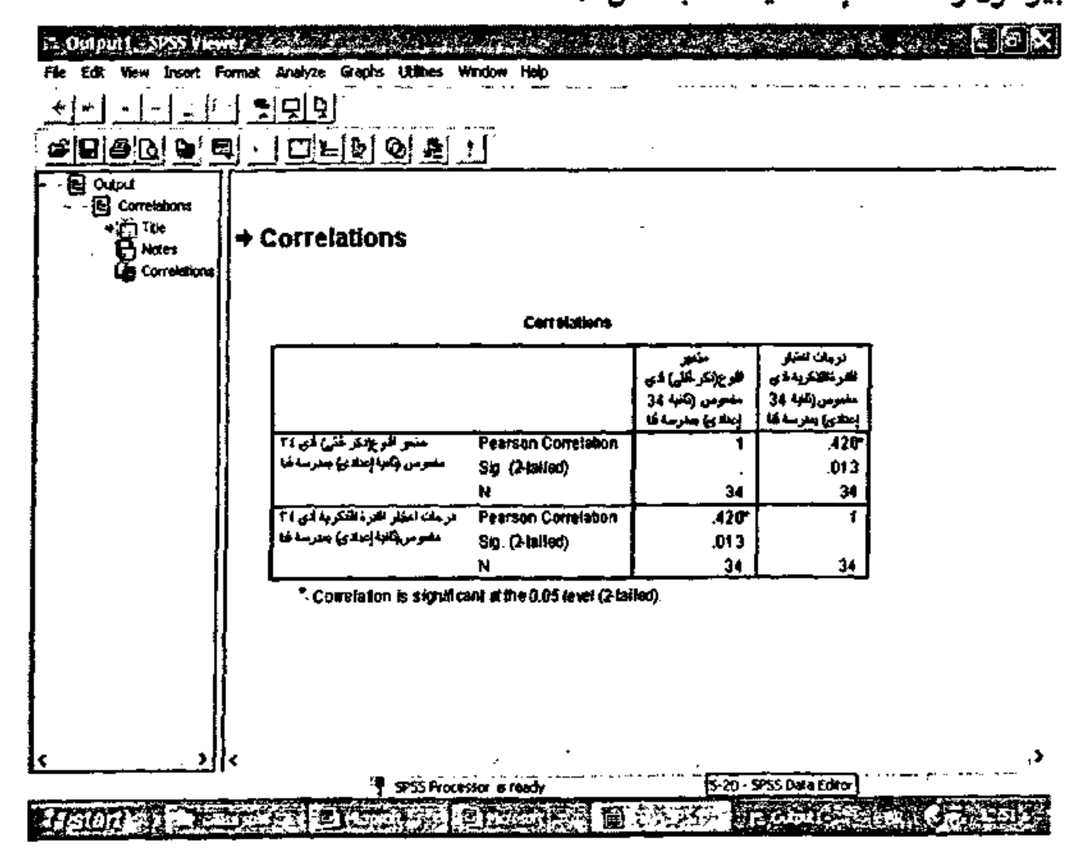


الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر *analyze* نختار الأمر *correlate* ثم الأمر الفرعي *bivariate* سيظهر مربع حوار ندرج متغيري البيانات "النوع"،"قدرة_تنك" إلى المربع

المجاور المسمى *variables* ثم نستقر على الاختيار *pearson* (و هو يعبر عن معامل الارتباط التتابعي لبيرسون)و كذلك اختيار *flag significant correlations* للتعرف على مستوى دلالة العامل، كما أن هناك اختبار لدلالة الطرفين *two-tailed* و دلالة الطرف الواحد *one –tailed* نختار دلالة الطرفين كما بالشكل :



الخطوة الرابعة :بعد الضغط على الذرار *ok* نحصل على قيمة معامل الارتباط التتابعي لبيرسون و دلالته الإحصائية كما بالشكل :



Correlations

Correlations

		متغير النوع (ذكر/أنثى) لدى 34 مفحوص (ثانية إعدادي) بمدرسة ما	درجات اختبار القدرة الابتكارية لدى 34 مفحوص (ثانية إعدادي) بمدرسة ما
متغير النوع (ذكر/أنثى) لدى ٣٤ مفحوص (ثانية إعدادي) بمدرسة ما	Pearson Correlation	1	.420*
	Sig. (2-tailed)	.	.013
	N	34	34
درجات اختبار القدرة الابتكارية لدى ٣٤ مفحوص (ثانية إعدادي) بمدرسة ما	Pearson Correlation	.420*	1
	Sig. (2-tailed)	.013	
	N	34	34

*. Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *spss* :

<table>
<tr><td></td><td>الطريقة اليدوية</td><td>طريقة spss</td></tr>
<tr><td>القيمة</td><td>-٠,٤١</td><td>٠,٤٢</td></tr>
<tr><td colspan="3">يوجد فارق بسيط ناتج عن عملية التقريب بين الطريقتين،كما يوجد اختلاف فى إشارة المعامل و هذا الاختلاف سببه عملية التشفير حيث اخترنا (١،ذكر)،(٢، أنثى) فلو عكسنا التشفير ستنتج القيمة بالسالب و على كل عملية التشفير لا تؤثر على القيمة الفعلية لمعامل الارتباط الناتج و لكن المهم هو التفسير الصحيح لمعامل الارتباط الناتج.</td></tr>
<tr><td>الدلالة</td><td>• ر ثنائى أصيل المحسوبة تساوى ٠,٤٢
• ر ثنائى أصيل الجدولية (درجات حرية ٣٢،دلالة طرفين،مستوى ٠,٠١) =٠,٤٣٩
• ر ثنائى أصيل الجدولية (درجات حرية ٣٢،دلالة طرفين،مستوى ٠,٠٥) =٠,٣٤١
• إذاً : ر ثنائى أصيل دالة عند مستوى(٠,٠٥)</td><td>• منطقة الشك =٠,٠١٣ عند دلالة الطرفين .
• إذاً ر ثنائى أصيل دالة عند مستوى ٠,٠٥</td></tr>
<tr><td>الفـــرض المصاغ</td><td colspan="2">قبول الفرض الذى تمت صياغته
يوجد ارتباط بين النوع(ذكر-أنثى) و القدرة التذكرية لدى طلاب الصف الثانى الإعدادى .</td></tr>
</table>

التفسير التربوى لقيمة ر ثنائى حقيقى المتحصل عليها :

النتيجة تشير إلى وجود ارتباط دال بين النوع(ذكر-أنثى) و القدرة التذكرية لدى طلاب الصف الثانى الإعدادى ، و النتيجة لصالح المتوسط الأكبر أى متوسط الإناث فالنتيجة الدالة تشير إلى أن الصنف ذات المتوسط الأكبر(الإناث) أعلى بصورة دالة إحصائياً من الصنف الآخر(الذكور) فى القدرة التذكرية و قد يكون ذلك راجعاً إلى طبيعة المرحلة السنية المناظرة لمرحلة التعليم الإعدادى و التى يكون فيها الإناث أعلى فى مراحل النمو المختلفة (و منها الناحية العقلية) من الذكور ، و على المعلم مراعاة الفروق بين الجنسين فى هذه المرحلة من شتى النواحى حتى يصل بالتلاميذ إلى أعلى معدل تحصيلى ممكن .

٧- معامل ارتباط فاى (معامل الارتباط الرباعى الحقيقى (رفاى) :

متى أستخدم رفاى :

أ- إذا كانت بيانات كل من المتغيرين المطلوب حساب الارتباط بينهما كيفية أى بيانات غير كمية و ليست لها أصل كمى مثل ذكر-مسلم-موافق-أجنبى و غيرها من البيانات النوعية.

ب- عندما يكون كل من المتغيرين مصنف تصنيفاً ثنائياً حقيقياً

هنا فان أنسب مقياس علاقى يستخدم للتعرف على الارتباط بين المتغيرين هو معامل ارتباط فاى و أحياناً يسمى معامل الارتباط الرباعى الحقيقى (رفاى) لأنه يحسب الارتباط فى ضوء تكرارات ٤ خلايا حقيقية ناتجة عن تفاعل نصفى المتغيرين معاً(٢×٢) ، و من التغيرات المصنفة تصنيفاً ثنائياً حقيقياً النوع(ذكر-أنثى)، المواطنة(مواطن-،أجنبى) ،الإجابة على سؤال معين(نعم-لا) و غيرها من المتغيرات التى تنقسم إلى ثنائيات فقط بحيث لا يمكن تصنيفها لأكثر من صنفين ، و يمكن حساب معامل ارتباط فاى من خلال القانون التالى:

$$ر_{فاى} = \frac{أ \times د - ب \times ج}{\sqrt{(أ+ب)\times(ج+د)\times(أ+ج)\times(ب+د)}} \quad .....(٥-٢٦)$$

حيث أ ،ب، ج،د ترمز لعدد الحالات المشتركة بين المتغيرين الثنائيين نتيجة تفاعلهما معاً، فمثلاً إذا كان المطلوب إيجاد معامل الارتباط بين النوع(ذكر-أنثى) ، و التخصص(علمى-أدبى) فان:

أ ترمز لعدد الذكور المتخصصين علمياً،

ب ترمز لعدد الذكور المتخصصين أدبياً،

ج ترمز لعدد الإناث المتخصصات علمياً،

د ترمز لعدد الإناث المتخصصات أدبياً،

كما بالشكل المجاور:

التخصص / الجنس	علمى	أدبى
ذكر	أ	ب
أنثى	ج	د

دلالة رفاى :هناك طريقتان يمكن من خلالهما التعرف على دلالة معامل ارتباط فاى كالتالى:

أ- من قيمة المعامل مباشرة يمكن التعرف على دلالته من خلال المحكات الآتية:

-١≤رفاى≤-٠,٧ ارتباط قوى سالب

-٠,٧ > رفاى>-٠,٣ ارتباط ضعيف سالب

-٠,٣ ≥ رفاى≤+٠,٣ ارتباط صفرى

-٠,٣ ≥ رفاى ≥ +٠,٣   ارتباط صفرى

+٠,٣ > رفاى > +٠,٧   ارتباط ضعيف موجب

+٠,٧ ≥ رفاى ≥ +١   ارتباط قوى موجب

ب- من خلال التقريب الاعتدالى :

$$ذ = ر_{فاى} \times \sqrt{ن} \quad .....(٥-٢٧)$$

، حيث $ر_{فاى}$ معامل ارتباط فاى ، و (ن) عدد أزواج البيانات يعني(عدد أفراد العينة) ، فإذا كانت : ١,٩٦ ≤ ذ < ٢,٥٨ يصبح المعامل دال إحصائياً عند مستوى ٠,٠٥ ، و إذا كانت ذ ≤ ٢,٥٨ يصبح معامل فاى دال إحصائياً عند مستوى ٠,٠١ ، أما إذا كانت ذ <١,٩٦ يصبح معامل ارتباط فاى غير دال أو صفرى ، هذا عند دلالة الطرفين أما دلالة الطرف الواحد فيتم استبدال القيمتين ١,٩٦ ، و ٢,٥٨ ، بالقيمتين ١,٦٥ ، ٢,٣٣ على الترتيب .

و لعل المثال التالى يوضح كيفية حساب معامل ارتباط فاى يدوياً و باستخدام *spss* :

مثال(٥-٢٧): أراد باحث التعرف على العلاقة بين الجنس(ذكر-أنثى) و الاتجاه نحو تجربة التعلم النشط فى المدارس(موافق-معارض)" حيث يقاس هذا المتغير بسؤال واحد :هل أنت موافق على تجربة التعلم النشط فى المدارس (موافق-معارض) ، لدى عينة من المفحوصين عددهم ٤٢ فرداً كالتالى:

الأفراد	الجنس	الاتجاه نحو التعلم النشط فى المدارس	الأفراد	الجنس	الاتجاه نحو التعلم النشط فى المدارس	الأفراد	الجنس	الاتجاه نحو التعلم النشط فى المدارس
١	ذكر	موافق	١٥	أنثى	معارض	٢٩	ذكر	موافق
٢	ذكر	موافق	١٦	ذكر	معارض	٣٠	أنثى	موافق
٣	أنثى	موافق	١٧	أنثى	معارض	٣١	ذكر	موافق
٤	ذكر	موافق	١٨	ذكر	موافق	٣٢	أنثى	موافق
٥	أنثى	معارض	١٩	ذكر	معارض	٣٣	ذكر	موافق
٦	ذكر	موافق	٢٠	أنثى	معارض	٣٤	أنثى	معارض
٧	أنثى	معارض	٢١	ذكر	معارض	٣٥	ذكر	موافق
٨	ذكر	معارض	٢٢	أنثى	موافق	٣٦	ذكر	موافق
٩	ذكر	موافق	٢٣	ذكر	معارض	٣٧	أنثى	موافق
١٠	ذكر	موافق	٢٤	أنثى	موافق	٣٨	ذكر	موافق
١١	ذكر	موافق	٢٥	ذكر	معارض	٣٩	أنثى	موافق
١٢	ذكر	معارض	٢٦	أنثى	موافق	٤٠	ذكر	موافق
١٣	أنثى	موافق	٢٧	ذكر	موافق	٤١	ذكر	موافق
١٤	ذكر	معارض	٢٨	أنثى	موافق	٤٢	ذكر	موافق

و المطلوب اختبار الفرض البحثي : توجد علاقة بين الجنس (ذكر-أنثى) و الاتجاه نحو التعلم النشط في المدارس(موافق-معارض) .

الطريقة اليدوية: يلاحظ أن المتغيرين المراد حساب الارتباط بينهما من المتغيرات ذات التصنيف الثنائي الحقيقي لذلك يتم استخدام معامل الارتباط فاى طبقاً للخطوات الآتية:

الخطوة الأولى: يتم عمل جدول به الخانات الأربعة الأساسية للتصنيف و الناتج من تفاعل متغيريي الجنس(ذكر-أنثى) ، مع الاتجاه(موافق-معارض)، و رصد عدد الحالات التى تعبر عن كل خانة و مجموع كل صف و عمود كالتالى:

الجنس / الاتجاه نحو التعلم النشط في المدارس	ذكر	أنثى	المجموع
موافق	١٨	١٠	٢٨
معارض	٨	٦	١٤
المجموع	٢٦	١٦	٤٢

الخطوة الثانية: التعويض من الجدول السابق في قانون معامل الارتباط فاى(٥-٢٥)

حيث:أ= ١٨ ، ب = ١٠ ، ج = ٨ ، د = ٦ كالتالى:

$$ر_{فاى} = \frac{١٨ \times ٦ - ١٠ \times ٨}{\sqrt{(١٨+١٠)\times(٨+٦)\times(١٨+٨)(١٠+٦)}} = ٠,٠٦٩$$

استخدام spss

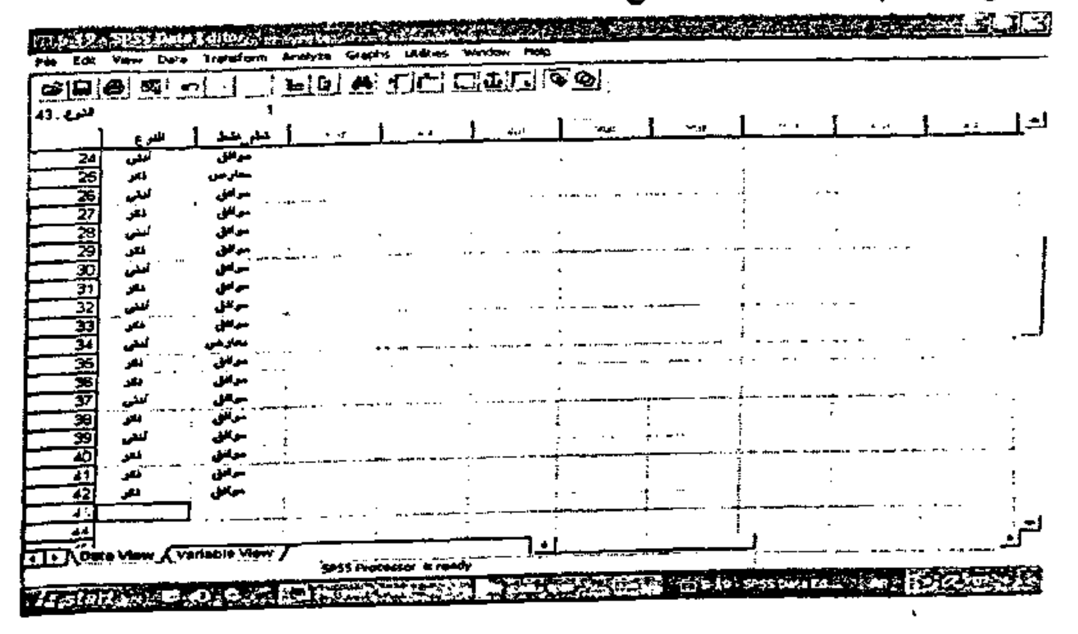
الخطوة الأولى : تحديد خصائص التغيرين المطلوب حساب معامل ارتباط فاى بينهما ،و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص الموضحة أيضاً بالشاشة :

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
النوع	نوعى	٨	لايوجد	متغير النوع(ذكر- أنثى) لدى ٤٠ مفحوص	(١،ذكر)، (٢، أنثى)	لا يوجد	٨	يمين	اسمى

تعلم_نشط	نوعي	٨	لايوجد	متغير الاتجاه نحو التعلم النشط في المدارس (موافق- معارض) لدى ٤٠مفحوص	(١، موافق)، (٢، معارض)	لا يوجد	٨	يمين	اسمي

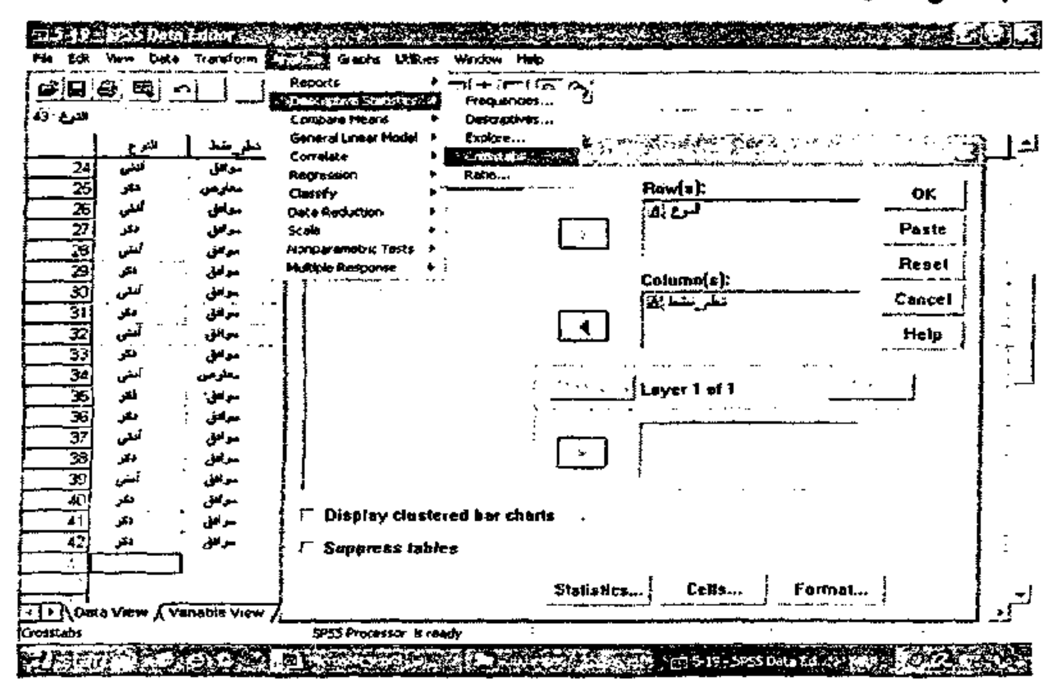
	Name	Type	Width	Decim	Label	Values	Missing	Colu	Align	Measure
1	النوع	String	8	0	[illegible]	{1, ذكر}...	None	8	Right	Nominal
2	تعلم_نشط	String	8	0	[illegible]	{1, موافق}...	None	8	Right	Nominal

الخطوة الثانية : الانتقال إلى شاشة*data view* ، ثم كتابة البيانات الإحصائية في العمودين :"النوع" ،"تعلم_نشط" كما هو موضح بالشكل:

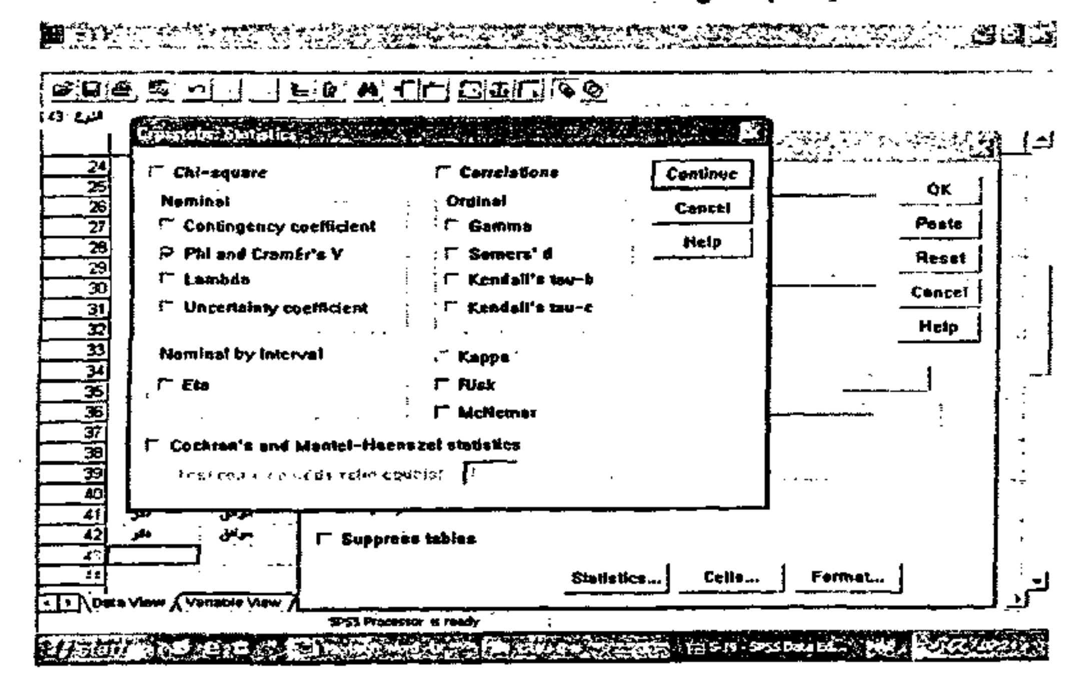


الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر يتم اختيار الأمر

analyze →descriptive statistics → crosstabs... يظهر مربع حوار يتم سحب إحدى المتغيرين في المربع المسمى *row(s)* ، و المتغير الآخر في المربع الآخر المسمى *column(s)* كما بالشكل التالي :



الخطوة الرابعة : يتم الضغط على أيقونة *statistics...* ، سيظهر مربع حوار نختار فقط *phi and cramer's v* كما بالشكل:



الخطوة الخامسة : يتم الضغط على الزر *ok* لاستخراج الناتج كما بالشكل:

Crosstabulation

Count

		معارض	موافق	Total
	أنثى	6	10	16
	ذكر	8	18	26
Total		14	28	42

Symmetric Measures

		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.069	.653
	Cramer's V	.069	.653
N of Valid Cases		42	

a Not assuming the null hypothesis

b Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis

SPSS Processor is ready

مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *spss* :

	الطريقة اليدوية	طريقة *spss*
القيمة	٠,٠٦٩	٠,٠٦٩
الدلالة	أ -٠,٣< ر فاى =٠,٠٦٩< +٠,٣ و بالتالى فإن ر فاى طبقا لهذا المحك يدل على ارتباط صفرى. ب- ذ= ٠,٠٦٩ × $\sqrt{٤٢}$ =٠,٤٥ إذاً قيمة ذ <١,٩٦ و بالتالى فإن ر فاى غير دال و صفرى و بذلك نجد أن المحكين يسيران فى نفس الاتجاه و هو صفرية العلاقة بين التغيرين	•منطقة الشك =٠,٦٥٣ عند دلالة الطرفين . •إذاً ر فاى غير دال و صفرى.
الفرض المصاغ	رفض الفرض الذى تمت صياغته توجد علاقة بين الجنس (ذكر-أنثى) و الاتجاه نحو التعلم النشط فى المدارس (موافق-معارض) .	

التفسير التربوى لقيمة معامل ارتباط فاى المتحصل عليها : تشير النتيجة إلى عدم وجود علاقة بين الجنس (ذكر-أنثى) و الاتجاه نحو التعلم النشط فى المدارس(موافق-معارض) و هذا يعنى أن كون الفرد سواء كان تلميذ أم معلم أم مدير أو أى مكون بشرى من مكونات العملية التعليمية ذكر أو أنثى لا يؤثر فى اتجاهه نحو موضوع التعلم النشط فى المدارس فالاتجاه الايجابى نحو هذا الموضوع و الميل له أو الالتزام بأنشطته المختلفة لا تتأثر بكون هذا المعلم أو التلميذ أو المدير ذكر أو أنثى و إنما قد تتأثر بمتغيرات أخرى مثل الاستعداد و الدافعية و الطموح و الخبرة و غيرها من التغيرات .

رابعاً: تحليل الانحدار

regression analysis

سبق و أن ذكرنا أن المقاييس الإحصائية الوصفية مثل المتوسط و الانحراف المعيارى و معامل الارتباط تدخل فى حسابات مقاييس إحصائية أخرى بعضها وصفى و بعضها استدلالى ، و تعد من إسهامات المتوسط و الانحراف المعيارى و معامل الارتباط هو دخولهم فى حسابات أسلوب إحصائى غاية فى الأهمية و هو أسلوب تحليل الانحدار و هذا الأسلوب الأخير له دور رئيسى فى تفسير الظواهر العلمية لأنه يحقق هدفاً مهماً من أهداف العلم بصفة عامة و علم النفس *psychology* على وجه التحديد و هو التنبؤ *prediction* أى التنبؤ بمتغير ما (ص) بمعلومية متغير أو متغيرات أخرى ($س_1$ ، $س_2$ ، $س_3$ ، ....) ، و المتغير (ص) له عدة مسميات منها المتغير التابع أو المتغير المجهول أو المتغير المحك أو متنبأ به *predicted*، أما المتغيرات($س_1$ ، $س_2$ ، $س_3$ ، ....) فتسمى متغيرات مستقلة أو معلومة أو منبئة *predictor* و إذا أردنا التنبؤ بالمتغير التابع بمعلومية متغير مستقل واحد فإننا هنا أمام النوع البسيط فى تحليل الانحدار و يسمى الانحدار الخطى البسيط ، أما إذا أردنا التنبؤ بالمتغير التابع بمعلومية أكثر من متغير مستقل فإننا هنا أمام النوع المتعدد فى تحليل الانحدار و يسمى الانحدار المتعدد *multiple regression* .

١- الانحدار الخطى البسيط :

لعل السبب فى وصف الانحدار البسيط بالخطية هو أن العلاقة التنبؤية بين المتغيرين المستقل و التابع يمكن وصفها بيانياً بخط انحدار إحداثيه السينى هو المتغير المستقل و إحداثيه الصادى هو المتغير التابع و هذا النوع البسيط من الانحدار يهدف إلى التنبؤ بالمتغير التابع بمعلومية متغير مستقل واحد فمثلاً إذا علمنا درجة الطالب فى الذكاء(متغير مستقل) ، يمكننا التنبؤ بدرجته فى تحصيل الرياضيات (متغير تابع) ، وإذا علمنا درجة الطالب فى الثانوية العامة(متغير مستقل) يمكننا التنبؤ بتحصيله فى الجامعة (متغير تابع) و لكن كما سبق أن ذكرنا فى مستهل حديثنا عن تحليل الانحدار

انه لكى أستطيع أن أبنى نموذج تنبؤ لابد من معرفة ثلاث معلومات مهمة و هى : معامل الارتباط بين المتغيرين المستقل و التابع($ر_{س ص}$)، متوسطى المتغيرين ($م_{ص}$ ، $م_{س}$)، الانحراف المعيارى لكل من المتغيرين ($ع_{ص}$ ،$ع_{س}$) ، و فى هذه الحالة يمكننا بناء نموذج التنبؤ و الممثل بالمعادلة التالية :

ص = أ + ب س .....(٥-٢٨)

حيث:

ص : الدرجة على المتغير التابع المجهول و المطلوب معرفتها أو التنبؤ بها .

س: الدرجة على المتغير المستقل المعلوم و هى معروفة لدينا و على أساس هذه الدرجة سنعرف الدرجة على (ص) و بدون معرفة هذه الدرجة لا يمكننا التنبؤ بقيمة (ص) .

ب: معامل الانحدار : و هو يعنى أن أى زيادة فى المتغير المستقل المعلوم بمقدار الوحدة سينتج عنه زيادة فى المتغير التابع المجهول بمقدار(ب)، فإذا كانت ب=٤ مثلاً ، وكانت نسبة الذكاء(١١٤) (متغير مستقل) تنبئ بتحصيل فى الرياضيات مقداره (٦٧)(متغير تابع) ، فان نسبة الذكاء(١١٥) ستنبئ بتحصيل مقداره (٦٧+٤) أى (٧١) و نسبة الذكاء (١١٦) ستنبئ بتحصيل مقدار(٧٥) درجة و هكذا نجد أن زيادة رقم ١ للمتغير المستقل تزيد المتغير التابع بمقدار معامل الانحدار.

و يمكن حساب معامل الانحدار من المعادلة الآتية:

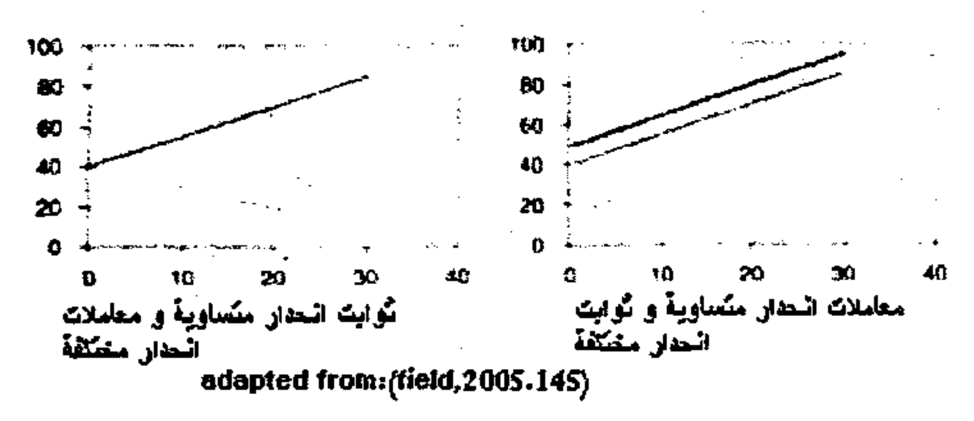
$$ب = ر_{ص س} \times \frac{ع_{ص}}{ع_{س}} \quad .....(٥-٢٩)$$

أ: ثابت الانحدار*intercept* و يعنى أنك لكى تقوى تنبؤك لابد من إضافة هذا الثابت على قيمة المتغير التابع التى تم التنبؤ بها : و هو يمكن حسابه من المعادلة:

$$أ= م_{ص} - ب\ م_{س} \quad .....(٥-٣٠)$$

و هذا الثابت يمثل قيمة الإحداثى الصادى لنقطة تقاطع خط الانحدار مع المحور الصادى كما سنرى بعد قليل .

و أشار(*field,2005,145*) أن خط الانحدار (و بالتالى نموذج التنبؤ) يختلف باختلاف قيمة معامل الانحدار أو ثابت الانحدار أو كليهما ووضح ذلك بالشكلين التاليين ،فأحدهما(على اليمين)يبين عدة خطوط انحدار تتفق في معامل الانحدار و لكن تختلف في ثابت الانحدار، و الشكل الآخر (على اليسار) عدة خطوط انحدار تتفق في ثابت الانحدار و تختلف في معامل الانحدار .



adapted from:(field,2005.145)

و نموذج الانحدار البسيط أو المتعدد يتطلب أن تكون بيانات المتغيرين(أو المتغيرات) الداخلة في التحليل كمية من النوع السافي ، كما أن العلاقة بين كل متغير مستقل و المتغير التابع علاقة خطية ، نظراً لأن الانحدار يعتمد على معاملات ارتباط بيرسون التى تتطلب العلاقة الخطية ،و كما قلنا سابقاً أن بناء نموذج التنبؤ عموماً يعتمد على وجود بيانات أصلية لكل من المتغير التابع و كذلك المتغير أو المتغيرات المستقلة و التى منها يتم حساب معاملات الارتباط و المتوسطات و الانحرافات المعيارية و التى على أساسها يتم التنبؤ المستقبلى بالمتغير التابع ، إذاً التنبؤ بالمتغير التابع لا يتم من عدم و لكن لا بد أن تكون هناك خلفية امبريقية عن المتغير التابع المجهول المطلوب التنبؤ به ، و لكى نفهم الجملة الأخيرة لابد من عرض المثال التالى:

مثال(٥-٢٦): أراد باحث التنبؤ بالتحصيل الأكاديمى لطلاب كلية التربية شعبة الرياضيات(ص) (متغير تابع) من خلال دافعيتهم للدراسة (س) (متغير مستقل) فحصل على البيانات الآتية لدرجات (٣٠) طالب على المتغيرين :

الطلاب	س	ص	الطلاب	س	ص
١	٢٧٠	١٦٠٣	١٦	٢٩٠	٢١٥٠
٢	٣٠٥	٢٢٥٥	١٧	٣٦٠	٢٦٠٠
٣	٣٧٢	٢٤٥١	١٨	٣٢٥	٢٤٠٠
٤	٢٩٥	٢٢٠٧	١٩	٣٢٩	٢٥٠٠
٥	٣٤٥	٢٣٠٥	٢٠	٣٣٣	٢٨٧٤
٦	٣٧٨	٢٨٠١	٢١	٢٧٥	١٩٠٦
٧	٣١٢	٢١٦٠	٢٢	٣٤٦	٢٨٦١
٨	٣٥٠	٢٧٥٠	٢٣	٣٧٢	٢٩٥٠
٩	٢٩٧	٢٢٠٦	٢٤	٣٦٨	٢٧٦٠
١٠	٣٤٦	٢٩٠٥	٢٥	٣١٤	٢٢٥٠
١١	٣٧٥	٢٨٠٠	٢٦	٣١٠	٢٢٩٠
١٢	٣٠٠	٢٢٦٠	٢٧	٣٤٢	٢٤٥٠
١٣	٣١٦	٢٣٠٠	٢٨	٢٧٦	٢٠٠٠
١٤	٣٢٥	٢٤٧٠	٢٩	٣٦٦	٢٨١٠
١٥	٣٥٤	٢٧٠٠	٣٠	٣٠٥	٢٢٦٤

و المطلوب اختبار الفرض البحثي : يمكن التنبؤ بالتحصيل الأكاديمي من خلال الدافعية للدراسة .

إن بيانات المتغيرين كمية و تابعة لمستوى القياس السافي ، كما أن العلاقة بين المتغيرين خطية

تدريب

أثبت خطية العلاقة في ضوء ما درسته في الفصل الثاني

و بذلك يمكننا إجراء تحليل الانحدار ،كما يلاحظ أننا نملك بيانات عن متغيرين و بذلك يمكننا التعرف على بعض المعلومات التي ستقودنا إلى بناء نموذج يساعدنا في التنبؤ بمتغير التحصيل من خلال متغير الدافعية للدراسة ، و هذه المعلومات كما سبق و أن ذكرنا هي : $ر_{صس}$ ، $م_{ص}$ ، $م_{س}$ ، $ع_{ص}$ ، $ع_{س}$ كالتالي:

الطريقة اليدوية :

الخطوة الأولى: حساب القيم السابقة كالتالي:

$ر_{صس}$ =٠,٨٧٢ ، $م_{ص}$ = ٢٤٤١,٢٧ ، $م_{س}$= ٣٢٨,٣٧ ، $ع_{ص}$= ٣٣١,٢٣ ، $ع_{س}$ = ٣٢,٢٣

تدريب

توصل إلى القيم السابقة بنفسك

الخطوة الثانية :

حساب كل من : معامل الانحدار (ب) ، و ثابت الانحدار (أ) كالتالى:

$$ب = ر_{ص س} \times \frac{ع_{ص}}{ع_{س}} = ٠,٨٧٢ \times \frac{٣٣١,٢٣}{٣٢,٢٣} = ٨,٩٦$$

ثابت الانحدار(أ) = $م_{ص} - ب\ م_{س}$ = ٢٤٤١,٢٧-٨,٩٦×٣٢٨,٣٧ = - ٥٠٠,٩٢

و من ثم فان : أ= - ٥٠٠,٩٢ ، ب= ٨,٩٦

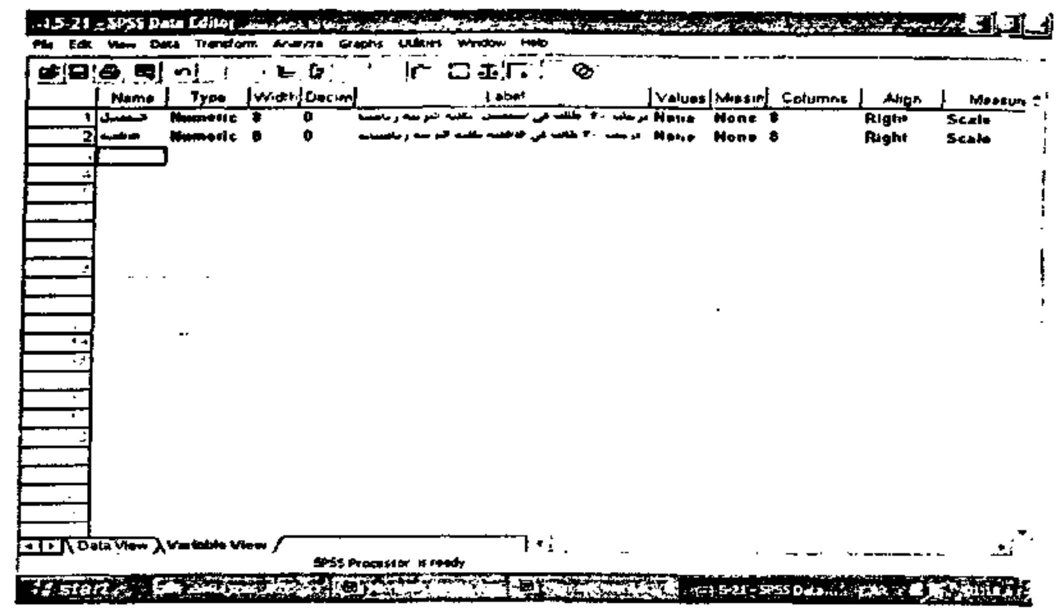
الخطوة الثالثة :بناء نموذج التنبؤ كالتالى :

ص = - ٥٠٠,٩٢+ ٨,٩٦ س

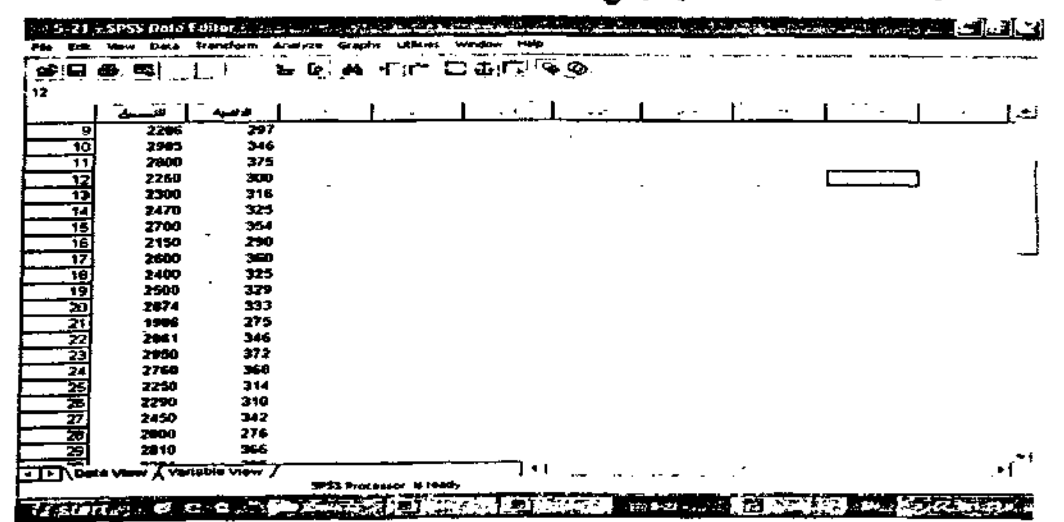
استخدام *SPSS* :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص كل من المتغيرين التابع و المستقل الداخلين فى نموذج التنبؤ ،و ذلك بفتح شاشة ***variable view*** و تحديد هذه الخصائص و الموضحة أيضاً بالشاشة

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
التحصيل	رقمى	٨	لايوجد	درجات ٣٠ طالب فى التحصيل بكلية التربية رياضيات	لايوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج
الدافعية	رقمى	٨	لايوجد	درجات ٣٠ طالب فى الدافعية بكلية التربية رياضيات	لايوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج



الخطوة الثانية : الانتقال إلى شاشة*data view* ، ثم كتابة البيانات الإحصائية في العمودين "التحصيل" ،"الدافعية" كما هو موضح بالشكل:



	التحصيل	الدافعية
9	2206	297
10	2985	346
11	2800	375
12	2260	300
13	2300	316
14	2470	325
15	2700	354
16	2150	290
17	2600	360
18	2400	325
19	2500	329
20	2874	333
21	1986	275
22	2861	346
23	2950	372
24	2760	360
25	2250	314
26	2290	310
27	2450	342
28	2800	276
29	2810	366

الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر *analyze* نختار الأمر *regression* ثم الأمر الفرعي...*linear* سيظهر مربع حوار ندرج متغير البيانات "التحصيل"، إلى المربع المسمى *dependent* ثم ندرج متغير البيانات "الدافعية"، إلى المربع المسمى *independent(s)* ، أما باقي الاختيارات الأخرى في مربع الحوار فالمطلوب منها مبدئياً هو نوع طريقة الإدخال , و في الواقع هناك خمس طرق للإدخال منها ما يعتمد على إضافة المتغيرات المستقلة(المنبئة)خطوة خطوة بالتتالي و منها ما يعتمد على حذف المتغيرات المستقلة خطوة خطوة بالتتالي و تعتمد عمليات الحذف و الإضافة على محكات معينة مثل الدلالة الإحصائية أو معاملات الارتباط الجزئية بين المتغير المستقل و المتغير التابع ، و منها ما يعتمد على الإدخال المتاني

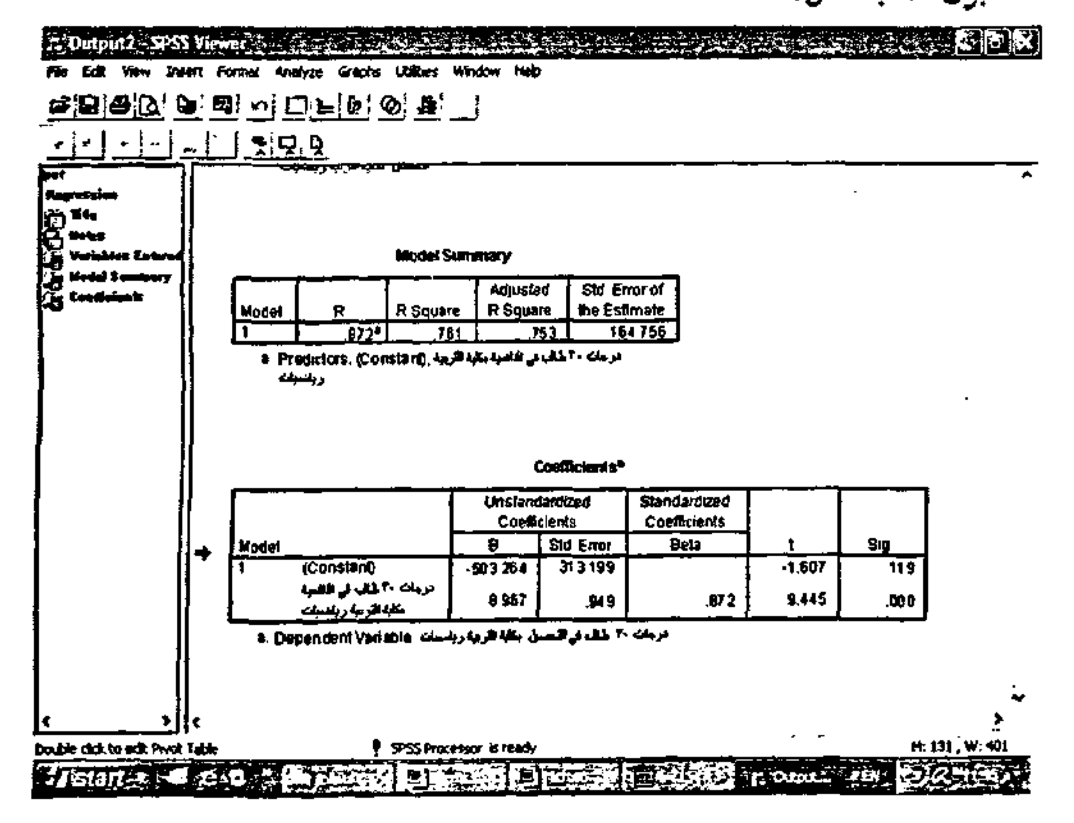
للمتغيرات المستقلة المنبئة في نفس الوقت و هي طريقة *(enter)* و هي الطريقة التي يفضلها المؤلف لان لها دور كبير في أسلوب تحليل المسار ***path analysis*** كما سنرى فيما بعد .

و هناك اختيارات أخرى في مربع الحوار و لكن التحديدات السابقة تفي بالغرض و هو كما موضح بالشكل :

تدريب

حاول أن تجرب الاختيارات الأخرى في مربع الحوار السابق لترى ما فيها

الخطوة الرابعة :بعد الضغط على الذرار *ok* نحصل على معلومات قيمة عن النموذج التنبؤي كما بالشكل:



Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.872[a]	.761	.753	164.756

a. Predictors: (Constant), درجات ٣٠ طالب في الثانوية بكلية التربية رياضيات

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-503.264	313.199		-1.607	.119
	درجات ٣٠ طالب في الثانوية بكلية التربية رياضيات	8.967	.949	.872	9.445	.000

a. Dependent Variable: درجات ٣٠ طالب في التحصيل بكلية التربية رياضيات

مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *SPSS* :

	الطريقة اليدوية	طريقة *SPSS*
ثابت الانحدار(أ)	- ٥٠٠,٩٢	-٥٠٣,٢٦
معامل الانحدار(ب)	٨,٩٦	٨,٩٧
نموذج الانحدار	التحصيل = - ٥٠٠,٩٢+ ٨,٩٦ الدافعية	التحصيل= -٥٠٣,٢٦ + ٨,٩٧ الدافعية
الفرض المصاغ	قبول الفرض الذى تمت صياغته يمكن التنبؤ بالتحصيل الأكاديمي من خلال الدافعية للدراسة .	

تفسير النتيجة المتحصل عليها تربويا:

إذا علمنا الدرجة على الدافعية للدراسة (س) يمكننا بسهولة التنبؤ بقيمة تحصيل الطلاب (ص) ، فمثلاً إذا علمت أن طالباً كانت دافعيته للدراسة (٣١٧) يمكننا التنبؤ بتحصيله الأكاديمى من خلال نموذج التنبؤ التالى:

ص= -٥٠٣,٢٦+٨,٩٧ ×٣١٧ = ٢٣٤٠,٢٣ درجة و بذلك استطعنا أن نتنبأ بتحصيل الطالب المجهول من دافعيته للدراسة (المتغير المستقل المعلوم) .

و لعل قدرتنا على التنبؤ بالتحصيل الأكاديمى من خلال الدافعية للدراسة يعد شيئاً طبيعياً لما لهذا المتغير الأخير من وظيفة ثلاثية الأبعاد تستثير السلوك و تمد الانسان بطاقات داخلية توجه سلوكه نحو تحقيق الهدف المرغوب فيه .

نسبة خفض خطأ التنبؤ :

سبق و أن ذكرنا قبل ذلك أن التنبؤ بالمتغير التابع المجهول لا يتم من فراغ و لكن بناءً على معلومات سابقة عن المتغير التابع تشمل متوسطه و انحرافه المعيارى ، بالإضافة إلى المتوسط و الانحراف المعيارى للمتغير المستقل و أيضاً معامل الارتباط بين المتغير المستقل و التابع ، و لكن عملية التنبؤ هذه ليست دقيقة بصورة مطلقة و لكن يصادفها نسبة من الخطأ تتروح من ٠٪ و هى تعنى أننا لم نستطع خفض خطأ التنبؤ و

التى فيها يبعد التنبؤ كل البعد عن الحقيقة و نتنبأ بقيم بعيدة كثيراً عن الدرجات الحقيقية بمعنى مثلاً أن نتنبأ بشخص أن يكون فى قمة الاضطراب و التشخيص المستقبلى يظهر أنه في قمة الصحة و هكذا و بذلك يصل صدقنا فى التنبؤ (٠٪)، و نسبة خفض الخطأ (١٠٠٪) و هى تعنى عدم وجود أى خطأ فى التنبؤ و فيها تنطبق الدرجة الحقيقية و التى من المفروض أن يحصل عليها الفرد فى الحقيقة مع الدرجة المتنبأ بها أى أننا نستطيع أن يكون تنبؤنا صادق بنسبة ١٠٠٪ ، و فى الواقع نسبة الخطأ لا تصل إلى ٠٪ أو ١٠٠ ٪ و لكنها مدى يتراوح بين النسبتين ، و حساب نسبة خفض خطأ التنبؤ يعتمد على نموذجين للخطأ أحدهما نموذج الخطأ الناتج عن استخدامنا نموذج التنبؤ و الآخر نموذج الخطأ الناتج عن استخدامنا نموذج بعيد عن نموذج التنبؤ (استخدام متوسط درجات العينة كدرجات متنبأة) و فى ضوء هذين النموذجين يمكن حساب خطأ التنبؤ و لكن هناك طريقة أيسر من ذلك بكثير و هى استخدام مربع معامل الارتباط فى تحديد نسبة خفض خطأ التنبؤ ، فإذا كان تحليل الانحدار بسيطاً يكون:

نسبة خفض خطأ التنبؤ البسيط = $ر^{٢}_{ص س}$ .....(٥-٣١)

، ففى المثال السابق نجد أن نسبة خفض خطأ التنبؤ = $(٠,٩٠٤)^{٢}$ = ٠,٨٢ أى ٨٢ ٪ و هى نسبة كبيرة جداً و ايجابية حيث تشير إلى أن خطأ التنبؤ سينخفض بنسبة ٨٢٪ مما يعطى لنموذج التنبؤ قوة و ثقة فى نتائجه ، و إذا كان الانحدار متعدداً يتم حساب نسبة خفض خطأ التنبؤ بنفس الطريقة مع استبدال ($ر_{ص س}$) بمعامل الارتباط المتعدد بين كافة المتغيرات الداخلة فى التحليل و ليس بين متغيرين فقط ($ر_{م}$) و بذلك يكون فى تحليل الانحدار المتعدد :

نسبة خفض خطأ التنبؤ المتعدد = $ر^{٢}_{م}$ .....(٥-٣٢)

٢- تحليل الانحدار المتعدد : *multiple regression analysis* :

إذا كان تحليل الانحدار الخطى البسيط يختص بالتنبؤ بالمتغير التابع(ص) بمعلومية متغير مستقل واحد (س) فان تحليل الانحدار المتعدد يختص بالتنبؤ بالمتغير التابع (ص) من أكثر من متغير مستقل ($س_{١}$ ، $س_{٢}$ ، $س_{٣}$ ، ....) و هكذا فقد

نرغب مثلاً في التنبؤ بنجاح المعلم(ص) من خلال مجموعة من المتغيرات المستقلة مثلاً: الاتزان الانفعالى ($س_1$)، مهارات التدريس($س_2$)، الذكاء العام($س_3$)، المناخ المدرسي($س_4$)، هنا فنحن أمام نوع من الانحدار يسمى الانحدار المتعدد و تعتمد فكرة بناء نموذج التنبؤ في تحليل الانحدار المتعدد على نفس الفكرة في الانحدار البسيط إلا أن طريقة الانحدار المتعدد تزداد تعقيداً مع زيادة عدد المتغيرات المستقلة و لنبدأ بمتغير تابع و متغيرين مستقلين فقط كالتالى:

في حالة نموذج تنبؤى متعدد يحتوى على متغير تابع (ص)و متغيرين مستقلين ($س_1$ ، $س_2$) نجد أن نموذج التنبؤ يأخذ صيغة المعادلة التالية:

$$ص = أ + ب_1 س_1 + ب_2 س_2 \quad .....(٥-٣٣)$$

حيث أ يسمى ثابت الانحدار كما سبق و أوضحنا ، $ب_1$ ، $ب_2$ معاملى الانحدار للمتغيرين المستقلين $س_1$ ، $س_2$ على الترتيب .

و كيفية حساب $ب_1$ ، $ب_2$ ، أ يكون كالتالى:

$$ب_1 = \frac{ع_{ص}}{ع_{س_1}} \times \beta_1 \quad ...(٥-٣٤) \qquad ب_2 = \frac{ع_{ص}}{ع_{س_2}} \times \beta_2 \quad ...(٥-٣٥)$$

حيث $ع_{ص}$ ، $ع_{س_1}$ ، $ع_{س_2}$ الانحرافات المعيارية للمتغير التابع و المتغيرين المستقلين على الترتيب أما β_1 ، β_2 فيمكن حسابهما من المعادلتين التاليتين:

$$\beta_1 = \frac{ر_{ص\,س_1} - (ر_{ص\,س_2} \times ر_{س_1\,س_2})}{1 - ر^2_{س_1\,س_2}} \quad .....(٥-٣٦)$$

$$\beta_2 = \frac{ر_{ص\,س_2} - (ر_{ص\,س_1} \times ر_{س_1\,س_2})}{1 - ر^2_{س_1\,س_2}} \quad .....(٥-٣٧)$$

و بالتالى من الأربع معادلات السابقة يمكن حساب معاملى الانحدار $ب_1$ ، $ب_2$ ، لان الانحرافات المعيارية للمتغيرات الثلاثة و معاملات الارتباط البينية معلومة .

أما ثابت الانحدار(أ) فيمكن حسابه كالتالى:

$$أ = م_{ص} - ب_1\, م_{س_1} - ب_2\, م_{س_2} \quad .....(٥-٣٨)$$

و بالتالى تكون (أ) أيضاً دالة في عوامل يمكن معرفتها و هى: $م_{ص}$ ، $م_{س_1}$ ، $م_{س_2}$ ، $ب_1$ ، $ب_2$

فى ضوء ما سبق يمكن تكوين بنموذج التنبؤ المحتوى على متغير تابع و متغيرين مستقلين و لعل المثال التالى يوضح ذلك:

مثال (٥-٣٦): أراد باحث أن يتنبأ بنجاح الطالب فى كلية التربية بقنا (معبراً بدرجته التراكمية)(ص) من خلال درجته فى الثانوية العامة(س١) و كذلك نتيجة اختبارات القبول (س٢) فحصل على البيانات الآتية لعينة من الأفراد قوامها (٣٠) طالباً

الطلاب	تحصيل الكلية	درجات الثانوية	اختبار القبول	الطلاب	تحصيل الكلية	درجات الثانوية	اختبارات القبول
١	١٦٠٣	٢٦٢	٦	١٦	٢١٥٠	٣١٢	٧
٢	٢٢٥٥	٣٠٥	٨	١٧	٢٦٠٠	٣٥١	٩
٣	٢٤٥١	٣٧٢	٨	١٨	٢٤٠٠	٣٣٣	٨
٤	٢٢٠٧	٣٠٥	٧	١٩	٢٥٠٠	٣٢٩	٨
٥	٢٣٠٥	٣٤٥	٨	٢٠	٢٨٧٤	٣٨١	٩
٦	٢٨٠١	٣٦٢	٩	٢١	١٩٠٦	٢٦٥	٨
٧	٢١٦٠	٣٢٣	٧	٢٢	٢٨٦١	٣٤٦	٩
٨	٢٧٥٠	٣٧٥	٩	٢٣	٢٩٥٠	٣٨٩	١٠
٩	٢٢٠٦	٣١٠	٨	٢٤	٢٧٦٠	٣٦٨	٩
١٠	٢٩٠٥	٣٤٦	١٠	٢٥	٢٢٥٠	٣١٥	٧
١١	٢٨٠٠	٣٧٥	٩	٢٦	٢٢٩٠	٣١٠	٩
١٢	٢٢٦٠	٣٠٠	٩	٢٧	٢٤٥٠	٣٤٢	٨
١٣	٢٣٠٠	٣١٦	٧	٢٨	٢٠٠٠	٢٦٢	٧
١٤	٢٤٧٠	٣٢٥	٨	٢٩	٢٨١٠	٣٦٦	٩
١٥	٢٧٠٠	٣٦٢	٩	٣٠	٢٢٦٤	٣٢٠	٧

و المطلوب اختبار صحة الفرض البحثى : يمكن التنبؤ بنجاح الطالب الجامعى من خلال درجته فى الثانوية العامة (منبئ موجب) ، و اختبارات القبول(منبئ موجب).

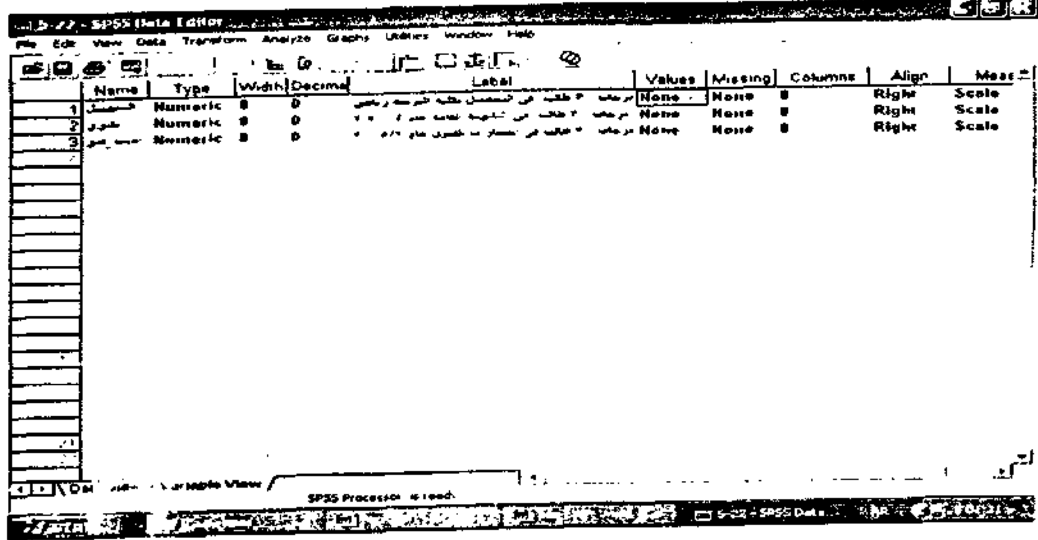
بيانات المتغيرات الثلاث السابقة كمية و تابعة لمستوى القياس المسافى ، كما أن العلاقة بين كل متغير مستقل و المتغير التابع هى علاقة خطية .

تدريب

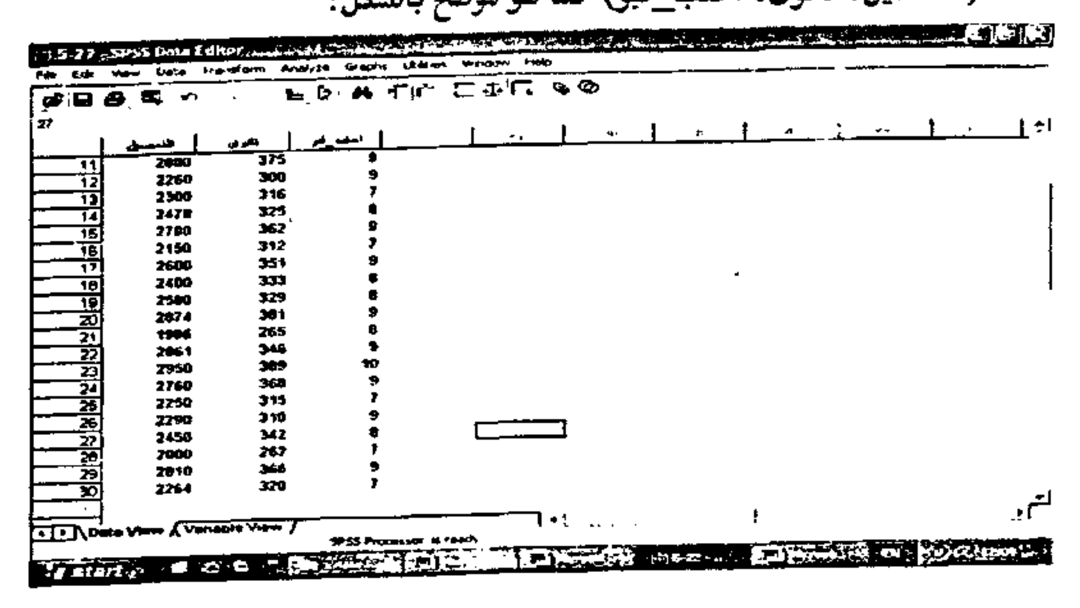
أثبت العلاقتين الخطيتين السابقتين فى ضوء ما درسته فى الفصل الثانى

و بذلك يمكننا إجراء تحليل الانحدار ، كما يلاحظ أننا نملك بيانات عن ثلاثة متغيرات و بذلك يمكننا التعرف على بعض المعلومات التى ستقودنا إلى بناء نموذج التنبؤ يساعدنا فى التنبؤ بمتغير تحصيل الطالب الجامعى من خلال متغيرى الثانوية العامة و

ثانوى	رقمى	٨	لايوجد	درجات ٣٠ طالب في الثانوية العامة عام ٢٠٠٤-٢٠٠٥	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج
اختب_قبو	رقمى	٨	لا يوجد	درجات ٣٠ طالب في اختبارات القبول عام ٢٠٠٥/٢٠٠٦	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج



الخطوة الثانية : الانتقال إلى شاشة *data view* ، ثم كتابة البيانات الإحصائية في الأعمدة الثلاث(التحصيل، ثانوى، اختب_قبو) كما هو موضح بالشكل:



	التحصيل	ثانوى	اختب_قبو
11	2880	375	9
12	2260	300	9
13	2300	316	7
14	2478	325	8
15	2780	362	9
16	2150	312	7
17	2600	351	9
18	2400	333	6
19	2580	329	8
20	2874	381	9
21	1986	265	6
22	2861	346	9
23	2950	389	10
24	2760	368	9
25	2250	315	7
26	2290	310	9
27	2458	342	8
28	2000	267	7
29	2810	366	9
30	2264	320	7

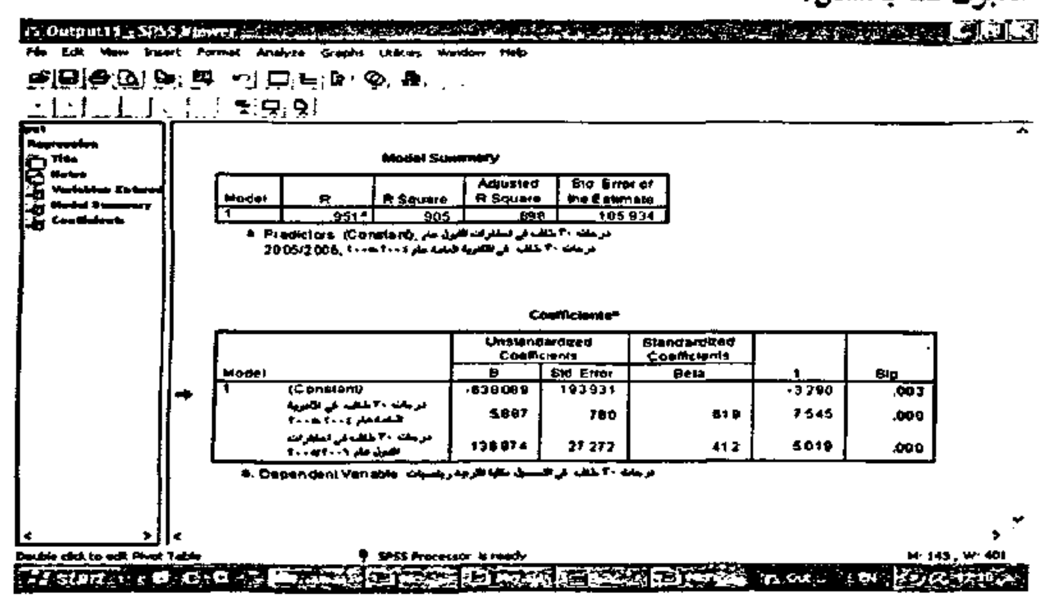
الخطوة الثالثة:

من سطر الأوامر ***analyze*** نختار الأمر ***regression*** ثم الأمر الفرعي...***linear*** سيظهر مربع حوار ندرج متغير البيانات "التحصيل"، إلى المربع المسمى ***dependent*** ثم ندرج متغيري البيانات "ثانوى" ، " اختب_قبو"، إلى المربع المسمى ***independent(s)*** ، أما باقى الاختيارات الأخرى فى مربع الحوار فالمطلوب منها مبدئياً هو نوع طريقة الإدخال و سيتم اختيار طريقة ***enter*** كما سبق و أوضحنا ، كما موضح بالشكل :

تدريب

حاول أن تجرب الاختيارات الأخرى فى مربع الحوار السابق لترى ما فيها

الخطوة الرابعة :بعد الضغط على الذرار ***ok*** نحصل على معلومات قيمة عن النموذج التنبؤى كما بالشكل:



Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.951a	.905	.898	105.934

a. Predictors: (Constant), [illegible], [illegible]

Coefficientsa

Model		Unstandardized Coefficients B	Std. Error	Standardized Coefficients Beta	t	Sig.
1	(Constant)	-638.089	193.931		-3.290	.003
	[illegible]	5.887	.780	.619	7.545	.000
	[illegible]	136.874	27.272	.412	5.019	.000

a. Dependent Variable: [illegible]

مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *SPSS* :

	الطريقة اليدوية	طريقة *SPSS*
ثابت الانحدار(أ)	-٦٣٨,٩٨	-٦٣٨,٠٩
معامل الانحدار(ب$_1$)	٥,٨٩	٥,٨٩
معامل الانحدار (ب$_2$)	١٣٦,٨٨	١٣٦,٨٧
معامل التحديد(نسبة خفض خطأ التنبؤ) ر^2	٠,٩٠٤	٠,٩٠٥
نموذج الانحدار	ص= -٦٣٨,٩٨ + (٥,٨٩) × س١ +(١٣٦,٨٨) س٢ و إذا تنبأنا بالتحصيل من الدرجتين (س$_1$ =٣١٥ ، س$_2$=٧) مثلا بالطريقة اليدوية نجد أن : ص= -٦٣٨,٩٨ + (٥,٨٩) × ٣١٥ +(١٣٦,٨٨) ×٧= ٢١٧٤,٥٣	ص= -٦٣٨,٠٩ + (٥,٨٩) × س١ +(١٣٦,٨٧) س٢ و إذا تنبأنا بنفس الدرجتين مثلاً باستخدام *SPSS* نجد أن: ص= -٦٣٨,٠٩ + (٥,٨٩) × ٣١٥ +(١٣٦,٨٧) ×٧= ٢١٧٥,٣٥
الفرض المصاغ	قبول الفرض الذى تمت صياغته يمكن التنبؤ بنجاح الطالب الجامعى من خلال درجته في الثانوية العامة (منبئ موجب) ، و اختبارات القبول(منبئ موجب).	

تفسير النتيجة المتوصل إليها تربوياً : نموذج التنبؤ الذى تم التوصل إليه يشير إلى أنه إذا علمنا الدرجة فى الثانوية العامة (س$_1$) ، و كذلك اختبارات القبول (س$_2$) يمكننا بسهولة التنبؤ بقيمة تحصيل الطلاب (ص) ، فمثلاً إذا علمت أن طالباً حصل على درجة ما فى الثانوية العامة و حصل على درجة ما فى اختبارات القبول فيمكنني أن أتنبأ بتحصيله الجامعى ، و بالتالى و فى ضوء هذا النموذج يمكن أن أعتمد على درجتى الثانوية و اختبارات القبول كشرطين هامين عند قبول الطلاب بالجامعة .

خامساً: تحليل المسار

path analysis

إن من أهداف العلم الوصف و التفسير و التنبؤ، و لقد أوضح (صلاح الدين علام ، ١٩٨٥، ٧١٦) أن التنبؤ و التفسير هما جانبان من جوانب البحث النفسى و التربوى فإذا كان هدف الباحث التنبؤ بمتغير تابع بمعلومية متغير مستقل أو أكثر ، فانه يمكنه استخدام تحليل الانحدار فى التوصل إلى معادلة انحدار تفيد فى التنبؤ ،و يتم اختيار المتغيرات

المستقلة التى تسهم بدرجة أفضل فى التنبؤ بالمتغير التابع . و هنا ربما لا يهتم الباحث اهتماماً خاصاً بالدراسة المتعمقة فى أسباب حدوث الظاهرة المتنبأ بها ولكن فى كثير من البحوث النفسية و التربوية لا يقتصر اهتمام الباحث على التنبؤ ، و إنما يود أيضاً تفسير الظاهرة ، أى تفسير تباين المتغير التابع بمعلومية متغير مستقل أو أكثر ، فتفسير الظواهر المختلفة هو الهدف الرئيسى للعلم ، و نقصد بالتفسير محاولة التوصل إلى أسباب حدوث الظاهرة موضع البحث.

و التوصل إلى أسباب الظاهرة يعنى التوصل إلى علاقة سببية بين هذه الظاهرة و متغيرات معينة بما يعنى أن هذه المتغيرات تمثل أسباباً لهذه الظاهرة.

و لكن أشار (فؤاد أبو حطب،آمال صادق،١٩٩١ ، ٢٤٥) إلى أن هذه العلاقة السببية لا يمكن التوصل إليها عن طريق معامل الارتباط فالارتباط بين متغيرين ليس دليلاً على أن أحدهما ناتج الآخر أو سبباً له و إنما هذا الارتباط يشير فقط إلى احتمالية وجود هذه العلاقة السببية ،و يؤيد ذلك *(pallant,2007,122)* الذى أشار إلى أن الارتباط يمدنا بمؤشر أن هناك ثمة علاقة بين متغيرين و لكن لا يشير إلى أن متغير معين يسبب الآخر ، فوجود علاقة بين المتغيرين(أ و ب) هى إشارة الى أنه ربما أ يسبب ب أو ب يسبب أ أو يوجد متغير ثالث يؤثر عليهما معاً مما جعل بينهما ارتباط ،و يضيف (صلاح الدين علام ، ١٩٨٥، ٧١٦) أنه لكى تتحقق هذه العلاقة السببية لا بد من وجود ثلاثة شروط :-

١- أن يكون هناك تباين متلازم بين المتغيرين .

٢- وجود ترتيب زمنى بين المتغيرين .

٣- ألا ينعدم التباين المتلازم بينهما إذا استبعدت الآثار الناتجة عن المتغيرات الدخيلة،و لكن بالرغم من أن الشرطين الأول و الثانى سهل التحقق منهما حيث انه يمكن قياس التباين المتلازم و ملاحظة التسلسل الزمني بين متغيرين و لكن الصعوبة تظهر فى التحقق من الشرط الثالث الذى يتطلب استبعاد جميع العوامل السببية الأخرى المحتملة.

من هذا المنطلق يتضح أن التوصل إلى علاقة سببية بين متغيرين كان شيئاً صعباً و لكن العلماء لم يقفوا عاجزين أمام هذه الصعوبة فقد تم ابتكار أسلوب إحصائى مناسب يتوصل

إلى هذه العلاقة السببية فى العقد الثالث من القرن العشرين، هذا الأسلوب هو تحليل المسار *path analysis* .

ويشير (فؤاد أبو حطب،آمال صادق،١٩٩١ ، ٦٨٦) إلى أن أسلوب تحليل المسار أسلوب ينتمى إلى النماذج الإحصائية السببية و يعود الفضل فى ابتكاره إلى عالم الوراثة *sewell wright* و ذلك فى العقد الثالث من القرن العشرين ، ثم قدمه *duncan* إلى علم الاجتماع و ذلك عام١٩٦٦ ، ثم انتقل إلى العلوم الإنسانية الأخرى و منها علم النفس فى السنوات الأخيرة ، و يضيف (أنور رياض عبد الرحيم، ١٩٩١ ، ١٣١) أن هذا الأسلوب يوضح العلاقة السببية فى البيانات غير التجريبية و يهدف إلى تقسيم معاملات الارتباط بين المتغيرات المستقلة و المتغيرات التابعة إلى مكونات سببية و أخرى غير سببية ، و لكن بالرغم من ذلك أو ضح (صلاح مراد، ٢٠٠٠، ٤٦٥) ان هذا الأسلوب لا يؤدى إلى سببية مؤكدة و إنما هو خطوة متقدمة على معامل الارتباط و هو مرحلة وسط بين السببية الناتجة عن الدراسة التجريبية و السببية الناتجة عن معامل الارتباط ،أيضاً أوضح (عماد عبد المسيح ، ١٩٩١ ، ٦٠٣) أن هذا الأسلوب يعد أحد التحليلات الإحصائية التى تعتمد فى جوهرها على الانحدار *regression* حيث يميل الباحثون عادة فى تحليل المسار إلى التعمق فى تفسير الظاهرة موضوع الدراسة عن طريق حساب العلاقات السببية التى توجد بين المتغيرات و التى يتم التعرف عليها من خلال معاملات المسار *path coefficients* التى تدل على الأثر المباشر لمتغير ما سبب على متغير آخر(نتيجة) ،ويعطى (صلاح مراد ، ٢٠٠٠ ، ٤٦٦) مزايا لأسلوب تحليل المسار عندما أشار إلى أن أسلوب تحليل المسار يتميز عن تحليل الانحدار فى قلة العمليات الحسابية و فى استخدام نتائج التحليل حيث يستخدم الباحث نتائج تحليل المسار فى إعطاء تفسيرات أكثر تفصيلاً و توضيحاً للعلاقات بين المتغيرات عن نتائج تحليل الانحدار ، و يقدم تحليل المسار الوسيلة لتلخيص نتائج البحوث التجريبية لظاهرة معينة ووضعها فى نموذج مترابط لتفسير العلاقات بين متغيرات الظاهرة .

و هناك بعض الأمور التى ينبغى معرفتها عن هذا الأسلوب كالتالى:

أ- متى أستخدم أسلوب تحليل المسار :

• عندما يكون أصل بيانات المتغيرات الداخلة فى التحليل من النوع الكمى .

•عندما يكون مستوى قياس المتغيرات من النوع المسافى .

•أن تكون العلاقة بين المتغير المستقل (المتغيرات المستقلة) و المتغير التابع (المتغيرات التابعة) علاقة خطية .

ب- نقطة البداية فى تحليل المسار: أوضح (أنور رياض عبد الرحيم ، ١٩٩١ ، ١٣)أن نقطة البداية فى تحليل المسار هى بناء النموذج السببى المقترح (المفترض) و الذى يعد انطلاقاً من خلفية نظرية ذات صلة و خبرة و يعتمد على ملاحظات الباحث الذى يقوم بتحديد المتغير أو المتغيرات التابعة و المتغير أو المتغيرات المستقلة التى ترتبط معاً و التى يمكن أن يكون بينهما علاقة سببية .

جـ- أنواع المتغيرات فى تحليل المسار :

أوضح *(aron & aron ,1994,516)* أن المتغيرات فى تحليل المسار تقسم إلى نوعين هما :

(١) : متغيرات خارجية *exogenous* و تسمى أيضاً متغيرات مستقلة و هى متغيرات يبدأ السهم (التأثير السببى) منها متجهاً إلى النوع الثانى من المتغيرات و هى بذلك تعد أسباباً.

(٢): متغيرات داخلية *endogenous* و تسمى أيضاً متغيرات تابعة و هى متغيرات ينتهى السهم (التأثير السببى) عندها أى أنها متغيرات واقع عليها التأثير و هى بذلك تعد نتيجة، و المتغيرات الداخلية أو التابعة لا تتأثر بالمتغيرات الخارجية فقط(الموجودة فى النموذج) و إنما تتأثر بمتغيرات أخرى غير معروفة و يمكن الإشارة إليها فى النموذج بوضع سهم يبدأ من هذه المتغيرات و ينتهى بالمتغيرات الداخلية مع وضع حرف *e*(ب) كدليل على أن هناك متغيرات أخرى غير معروفة تؤثر على المتغيرات التابعة و لكنها غير معروفة .

و جدير بالذكر أن المتغير الداخلى(التابع) يمكن أن يصبح متغيراً خارجياً أى مستقلاً بالنسبة لمجموعة أخرى من المتغيرات فى نفس النموذج .

كما أوضح (صلاح الدين محمود علام، ١٩٨٥ ، ٧٢٢) أن المتغيرات غير المعروفة التى تمت الإشارة إليها تسمى متغيرات البواقى *residual variables* و هى تشمل جميع العوامل التى تؤثر فى الظاهرة و لكن لم يتضمنها النموذج المقترح.

من هذا العرض يتضح أن هناك ثلاثة أنواع من المتغيرات فى تحليل المسار:-

(١) – متغيرات خارجية أو مستقلة و التى تعد أسباباً محتملة .

(٢) – متغيرات داخلية أو تابعة و التى تعد نتائج لهذه الأسباب .

(٣) – متغيرات البواقى و هى الأسباب الأخرى المحتملة و التى لم تدخل فى النموذج .

د- أنواع النماذج فى تحليل المسار:-

أوضح (صلاح الدين محمود علام ، ٢٠٠٠، ٦٥٠، ٦٦٢) إلى أن النماذج تختلف باختلاف الاتجاه السببى أو المتغيرات الخاصة بالنموذج :

***فمن حيث الاتجاه:- يوجد نوعان من النماذج :-**

(١)– نماذج ذات اتجاه واحد *recursive models* و فى هذا النوع من النماذج يكون السهم الدال على التأثير السببى له اتجاه واحد فقط من المتغير الخارجى(المستقل) الذى يفترض أنه سبب إلى المتغير الداخلى(التابع) الذى يفترض انه نتيجة .

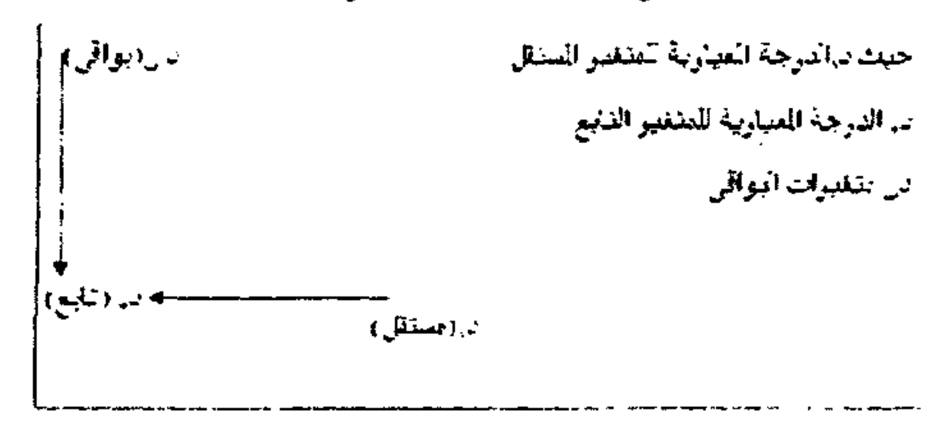
(٢)–نماذج تبادلية *non recursive models* أو نماذج التغذية الراجعة *feed back models* و هذا النوع من النماذج يعتمد على افتراض وجود علاقة سببية تبادلية بين المتغيرين أى أن كل متغير يعد سبباً و نتيجة فى نفس الوقت و هذا النوع من النماذج يعتبر أكثر تعقيداً و أقل استخداماً فى البحوث النفسية و التربوية من النماذج ذات الاتجاه الواحد .

*** أما من حيث المتغيرات الخاصة بالنموذج يوجد نوعان أيضاً :**

(١)– نموذج المسارات التى تشتمل على متغيرين :– *bivariate path model* : يشتمل هذا النموذج على متغيرين أحدهما خارجى(مستقل) و الآخر داخلى (تابع)

هذا بالإضافة إلى متغير البواقي السالف ذكره ، و يعتبر هذا النموذج من أبسط النماذج السببية .

و يمكن تمثيل هذا النموذج بالشكل التخطيطي الموضح :



(٢) : نماذج المسارات متعددة المتغيرات:- *Multivariate Path Model* :

و هي النماذج التي تشتمل على أكثر من متغيرين و هي موضحة بالشكل التالي:

د١(مستقل)

دب(بواقي)

ر١,٢

د٢(مستقل)

د٣(تابع)

حيث د١الدرجة المعيارية للمتغير المستقل الأول .

د٢الدرجة المعيارية للمتغير المستقل الثاني (و يمكن أن يزيد عدد المتغيرات المستقلة على متغيرين) .

د٣ :الدرجة المعيارية للمتغير التابع

دب متغيرات البواقي

و هي لاتختلف عن النموذج السابق إلا في المعادلات التكوينية فقط.

هـ- ما حقيقة معامل المسار و ما هي دلالته الإحصائية ؟

أشار *Kerlinger & Pedhazur* في عام ١٩٧٣ و *Li* في عام ١٩٧٧ و صلاح الدين محمود علام في عام ١٩٨٥ نقلاً عن (عماد عبد المسيح ، ١٩٩١ ، ٦٠٥) إلى أن أوزان الانحدار المعيارية في تحليل الانحدار المتعدد تعبر عن معاملات المسار المعيارية في أسلوب تحليل المسار.

(٥) : المعادلات التكوينية للنموذج ***structural equations*** :

أشار ***kerlinger & pedhazur*** في عام ١٩٧٣ و ***kenny*** في عام ١٩٧٩ إلى أن المعادلة التكوينية هى عبارة عن الدرجة المعيارية لمتغير داخلى (تابع) فى الطرف الأيمن من المعادلة و حواصل ضرب كل درجة معيارية لمتغير خارجي(مستقل) مضروب في معامل المسار المقابل له في الطرف الأيسر من المعادلة بالإضافة إلى متغير البواقى الذى لا يدخل في الحسابات، فمثلاً لنفترض أن لدينا تسعة متغيرات تأخذ الأرقام من ١ حتى ٩ و كان المتغير ٩ هو المتغير الداخلي(التابع)، و الأرقام من ١ حتى ٨ هي المتغيرات الخارجية(المستقلة) ، فان المعادلة التكوينية للنموذج تكون كالتالى:-

$$\text{د}_{٩} = \text{م}_{٩.١} \times \text{د}_{١} + \text{م}_{٩.٢} \times \text{د}_{٢} + \text{م}_{٩.٣} \times \text{د}_{٣} + \text{م}_{٩.٤} \times \text{د}_{٤} + \text{م}_{٩.٥} \times \text{د}_{٥} + \text{م}_{٩.٦} \times \text{د}_{٦} + \text{م}_{٩.٧} \times \text{د}_{٧} + \text{م}_{٩.٨} \times \text{د}_{٨} + \text{ب}_{٩} \quad .....(٥-٤١)$$

حيث $\text{م}_{٩.١}$ هو معامل المسار من المتغير المستقل (١) إلى المتغير التابع (٩) و بالمثل بالنسبة لبقية معاملات المسار ، أما $\text{د}_{١}$ حتى $\text{د}_{٩}$ فهى الدرجات المعيارية للمتغيرات ، $\text{ب}_{٩}$ متغير البواقي الذى لا يدخل في الحسابات .

(٦): اختبار صحة النموذج و مساراته :-

لو أجرينا تحليل المسار يدوياً و رغبنا فى التأكد من صحة النموذج المتوصل إليه يتم إعادة حساب معاملات الارتباط بين المتغيرات من خلال معاملات المسار و المعادلات التكوينية فإذا توصلنا إلى نفس قيم معاملات الارتباط فى المصفوفة أو إلى قيم قريبة منها بفروق طفيفة فان النموذج سليم و متسق جدا مع البيانات الأصلية، حيث أنه إذا كان لدينا متغيرين ٩ ، ١ مثلاً فان : $\text{ر}_{١.٩} = (\text{مج } \text{د}_{١} \times \text{د}_{٩})/\text{ن}$ (و هى المعادلة ٢-٣) ، حيث $\text{ر}_{١.٩}$ معامل الارتباط بين المتغيرين فى صورتهما المعيارية و بالتعويض عن $\text{د}_{٩}$ من المعادلة التكوينية يتم الوصول للمعادلة الآتية:-

$$\text{ر}_{٩.١} = \text{م}_{٩.١} + \text{م}_{٩.٢} \times \text{ر}_{١.٢} + \text{م}_{٩.٣} \times \text{ر}_{١.٣} + \text{م}_{٩.٤} \times \text{ر}_{١.٤} + \text{م}_{٩.٥} \times \text{ر}_{١.٥} + \text{م}_{٩.٦} \times \text{ر}_{١.٦} + \text{م}_{٩.٧} \times \text{ر}_{١.٧} + \text{م}_{٩.٨} \times \text{ر}_{١.٨} \quad .....(٥-٤٢)$$

و بالتعويض في الطرف الأيسر عن معاملات المسار من النموذج المعدل و عن معاملات الارتباط من المصفوفة الارتباطية يتم التوصل إلى $\text{ر}_{٩.١}$ و مضاهاتها بالقيمة الأصلية في

المصفوفة الارتباطية و التحقق من مدى صحة النموذج و ذلك فى ضوء *kerlinger& pedhazur* فى عام ١٩٧٣ .

و لكن إذا رغبنا التحقق من صحة النموذج الذى أجرى بياناته الكترونياً بواسطة إحدى البرامج الإحصائية و منها برنامج *SPSS* فكل ما نفعله هو أن نتحقق من صحة إدخال الدرجات الخام على البرنامج و ذلك بمراجعتها بالبيانات الأصلية الموجودة فى السجلات

(٧): مناقشة النموذج النهائى : و هذا يستلزم منا:

(أ):-تحديد نسبة التباين المشترك المحدد من التباين الكلى للمتغير التابع نتيجة لتأثير المتغيرات المستقلة التى يتبعها.

و هذا يستلزم إيجاد معامل التحديد أو مربع معامل الارتباط السالف ذكره(و هى نفسها نسبة خفض خطأ التنبؤ) و الذى منه أيضاً يمكن إيجاد نسبة إسهام المتغيرات التى لم تدخل الدراسة(البواقى) عن طريق المعادلة :

$$ع^{٢}_{ب} = ١ - ر^{٢}_{+} \quad .....(٥-٤٣)$$

، حيث $ع^{٢}_{ب}$ تباين المتغير التابع الناتج عن متغيرات البواقى.

(ب) :- تحديد الأثر المباشر و غير المباشر لارتباط كل متغير فى النموذج :- يعبر الارتباط بين متغيرين أحدهما مستقل و الآخر تابع عن التأثير المباشر للمتغير المستقل على المتغير التابع(معامل المسار) مضافاً إليه المجموع الكلى للتأثيرات غير المباشرة و بذلك فان:-

المجموع الكلى للتأثيرات غير المباشرة= معامل الارتباط-معامل المسار .....(٥-٤٤)

ملاحظة

إن بناء النموذج السببى بالطريقة اليدوية يمكن أن يتم فى حالتين: ١) :إذا كان حجم العينة صغير (بصورة تجعل من السهل إجراء معاملات الارتباط بين المتغيرات الداخلة فى النموذج ، ٢) : إذا كان عدد المتغيرات المستقلة لا يزيد على متغيرين ، أما غير ذلك فسيجعل إجراء الحل اليدوى غاية فى الصعوبة مما سيزيد حاجتنا إلى استخدام *SPSS* ، و لعل المثالين التاليين يوضحان ذلك.

مثال(٥-٥٦):أراد باحث الحصول على درجات ٣٥ مفحوص فى ثلاثة متغيرات هى : القدرة الإبتكارية(ص) ، حب الاستطلاع(س١)، مفهوم الذات (س٢) ، كالتالى:

الأفراد	ص	س١	س٢	الأفراد	ص	س١	س٢
١	١٢١	٢٢٠	٢١٥	١٦	١١٦	٢٢١	٢٣٣
٢	١٢١	٢١٩	٢٠٩	١٧	١٣٨	٢٦٣	٢٥١
٣	١٢٣	٢٢٠	٢٢٢	١٨	١٢٣	٢١٠	٢٢٦
٤	١١٥	٢٠٦	٢٣١	١٩	١٣٧	٢٤٨	٢٤٢
٥	١٢٤	٢٢٥	٢٠٢	٢٠	١٠٥	٢٠٧.	١٧٩
٦	١٢٨	٢٣٨	٢٢٨	٢١	١٠٨	٢٢٧	٢٠٨
٧	١١٩	٢١٧	١٩٥	٢٢	١٣٨	١٧٩	٢٧١
٨	١١٧	٢٣٩	١٨٨	٢٣	١٣٢	٢٣٦	٢٥٠
٩	١٤٧	٢٦٥	٢٥٠	٢٤	١١٩	٢٥٣	٢١٦
١٠	١٠٧	١٦٦	٢٠٨	٢٥	١١٢	٢١٧	١٩٦
١١	١٣٦	٢٠٠	٢٥٧	٢٦	١٢١	٢٣٧	٢٤٢
١٢	١٠٥	٢٠٦	٢٠٣	٢٧	١٢١	٢٤٢	٢٤٢
١٣	١١٥	٢٠٦	٢٠٩	٢٨	١١٧	٢٣٥	٢٣٢
١٤	١٢٦	٢٣٣	٢١٥	٢٩	١٢٧	١٩٦	٢١٣
١٥	١١٢	٢٠٧	٢٤٠	٣٠	١٢٣	٢٦٣	٢٢٧

و المطلوب اختبار الفرض :يمكن بناء نموذج سببى يوضح التأثيرات المباشرة للمتغيرين حب الاستطلاع(س١)، و مفهوم الذات (س٢) على المتغير القدرة الإبتكارية(ص).

يلاحظ أن بيانات المتغيرات كمية و مستوى قياسها مسافى ،و بالتعرف على خطية العلاقة بين المتغيرين المستقلين من جانب و المتغير التابع من جانب اخر تم التوصل إلى خطية العلاقة.

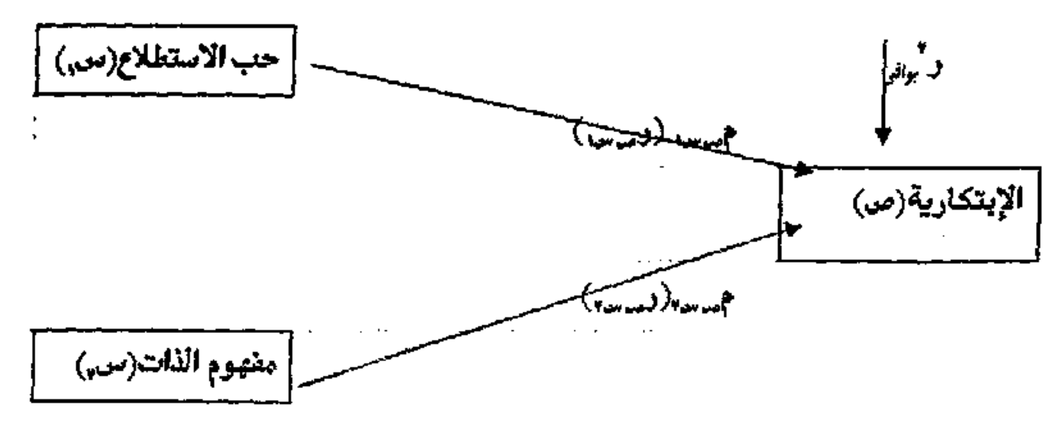
تدريب

أثبت خطية العلاقة السابقة فى ضوء ما درسته فى الفصل الثانى

و بذلك يمكن إجراء تحليل المسار يدوياً و باستخدام *SPSS* كالتالى :

الطريقة اليدوية :

الخطوة الأولى : افتراض النموذج السببى لتفسير العلاقات الارتباطية بين المتغيرات التابعة و المستقلة و هو يأخذ الشكل التالى:



الخطوة الثانية : إيجاد المصفوفة الارتباطية بين متغيرات النموذج كالتالى:

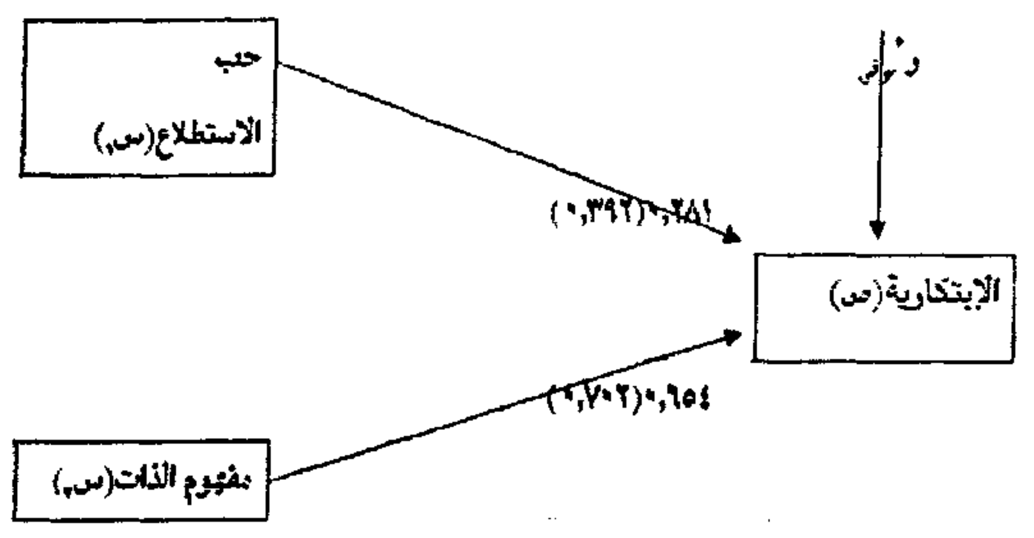
المتغيرات	الابتكارية(ص)	حب الاستطلاع(س١)	مفهوم الذات (س٢)
الابتكارية(ص)	١		
حب الاستطلاع(س١)	٠,٣٩٢	١	
مفهوم الذات (س٢)	٠,٧٠٢	٠,١٧٠	١

الخطوة الثالثة : حساب معاملات المسار الخاصة بالنموذج السببى المفترض(معاملات بيتا المعيارية) و التى حسبناها و بنفس طريقة تحليل الانحدار المتعدد ، و هى التى تعبر عن معاملات المسار المعيارية ،

$$\beta_{\text{ص س}_1}(\text{م}_{\text{ص س}_1}) = \frac{\text{ر}_{\text{ص س}_1} - (\text{ر}_{\text{ص س}_2} \times \text{ر}_{\text{س}_1\text{س}_2})}{1-\text{ر}^2_{\text{س}_1\text{س}_2}} = \frac{٠,٣٩٢-(٠,١٧٠\times٠,٧٠٢)}{1-(٠,١٧٠)^2} = ٠,٢٨١$$

$$\beta_{\text{ص س}_2}(\text{م}_{\text{ص س}_2}) = \frac{\text{ر}_{\text{ص س}_2} - (\text{ر}_{\text{ص س}_1} \times \text{ر}_{\text{س}_1\text{س}_2})}{1-\text{ر}^2_{\text{س}_1\text{س}_2}} = \frac{٠,٧٠٢-(٠,١٧٠\times٠,٣٩٢)}{1-(٠,١٧٠)^2} = ٠,٦٥٤$$

الخطوة الرابعة : التعويض بقيم أوزان الانحدار المعيارية(معاملات المسار) المأخوذة من تحليل الانحدار المتعدد و قيم معاملات الارتباط المأخوذة من المصفوفة الارتباطية فى النموذج السببى المفترض نحصل على النموذج السببى الأساسى. كالتالى:



الخطوة الخامسة :يتم فحص معاملات المسار لاستبعاد أى متغير مستقل يحظى بمعامل مسار أقل من ٠,٠٥ كما سبق ذكره ،ثم يتم إعادة حساب معاملات المسار مرة أخرى و لكن على المتغيرات الجديدة ، و نظراً لأنه لا توجد معاملات مسار أقل ٠,٠٥ لذلك فإن النموذج السببى الأساسى السابق هو نفسه النموذج السببى المعدل و النهائى .

ملاحظة
فى حالة احتواء نموذج المسار على معاملات مسار أكبر من أو تساوى ٠,٠٥ يكون النموذج السببى الأساسى هو نفسه النموذج السببى المعدل و النهائى

الخطوة السادسة : اختبار صحة النموذج و مساراته :يمكن التحقق من صحة النموذج و مساراته من خلال معاملى المسار و المعادلة التكوينية للنموذج كالتالى:

$\text{ر}_{\text{ص س١}} = \text{م}_{\text{ص س١}} + \text{م}_{\text{ص س٢}} \times \text{ر}_{\text{س١ س٢}} = ٠,٢٨١ + (٠,٦٥٤ \times ٠,١٧٠) = ٠,٣٩٢$.

$\text{ر}_{\text{ص س٢}} = \text{م}_{\text{ص س٢}} + \text{م}_{\text{ص س١}} \times \text{ر}_{\text{س١ س٢}} = ٠,٦٥٤ + (٠,٢٨١ \times ٠,١٧٠) = ٠,٧٠٢$

و هما نفس القيمتين الموجودتين فى المصفوفة الارتباطية مما يؤكد صحة النموذج و مساراته من الناحية الإحصائية .

ملاحظة
تظهر الحاجة إلى المعادلات التكوينية و اختبار صحة النموذج و مساراته إذا احتوى النموذج على أكثر من متغير مستقل ، و لكن فى حالة نموذج سببى يحوى متغير مستقل وحيد يكون معامل المسار(بيتا المعيارية) مساوياً تماماً لمعامل الارتباط.

الخطوة السابعة : مناقشة النموذج النهائى :-

و هذا يستلزم منا :-

(أ) :-تحديد نسبة التباين المشترك المحدد من التباين الكلى للمتغير التابع نتيجة لتأثير المتغيرين المستقلين ،و هذه النسبة هى نفسها كما سلف ذكره نسبة خفض خطأ التنبؤ أو مربع معامل التحديد و يمكن إيجادها من المعادلة (٥-٣٢) كالتالى:

$$ر^{2}_{+} = \frac{(٠,٣٩٢)^{2} + (٠,٧٠٢)^{2} - (٢ \times ٠,٣٩٢ \times ٠,٧٠٢ \times ٠,١٧٠)}{١ - (٠,١٧٠)^{2}} = ٠,٥٦٩$$

أى أن ٥٦,٩ ٪ من تباين المتغير التابع(الإبتكارية) يمكن إرجاعه إلى متغيريى حب الاستطلاع و مفهوم الذات . و الذى منه أيضاً يمكن إيجاد نسبة إسهام المتغيرات التى لم تدخل الدراسة(البواقى) عن طريق المعادلة : $ع^{2}_{ب} = ١ - ر^{2}_{+} = ١ - ٠,٥٦٩ = ٠,٤٣١$ ، حيث $ع^{2}_{ب}$ تباين المتغير التابع الناتج عن متغيرات البواقى، أى أن ٤٣,١ ٪ من تباين المتغير التابع(الإبتكارية) يمكن إرجاعه إلى متغيرات أخرى لم تدخل الدراسة .

(ب) :- تحديد الأثر المباشر و غير المباشر لارتباط كل متغير فى النموذج :-

المجموع الكلى للتأثيرات غير المباشرة= معامل الارتباط-معامل المسار

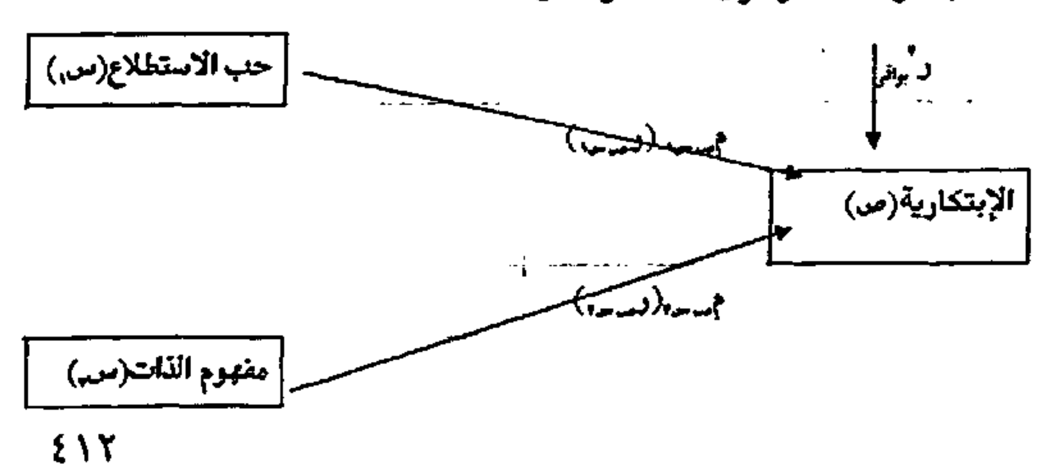
إذاً : التأثير غير المباشر لتغير حب الاستطلاع= $ر_{ص س_1} - م_{ص س_1}$ =٠,٣٩٢-٠,٢٨١=٠,١١١

التأثير غير المباشر لتغير مفهوم الذات = $ر_{ص س_2} - م_{ص س_2}$ =٠,٧٠٢-٠,٦٥٤=٠,٠٤٨

تدريب
ماهو التأثير غير المباشر لتغير مستقل وحيد فى النموذج على التغير التابع

استخدام *SPSS* :

الخطوة الأولى : افتراض النموذج السببى لتفسير العلاقات الارتباطية بين المتغيرات التابعة و المستقلة و هو يأخذ الشكل التالى:



الخطوة الثانية : تحديد خصائص المتغيرات المستقلة و التابعة الداخلة في التحليل الموضحة بالجدول و أيضاً بالشاشة التالية:

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
ابتكارية	رقمي	٨	٠	درجات ٣٠ مفحوص في الابتكارية بالثانوية العامة	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج
حب_استطل	رقمي	٨	٠	درجات٣٠ مفحوص في حب الاستطلاع بالثانوية العامة	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج
مفهو_ذات	رقمي	٨	٠	درجات ٣٠ مفحوص في مفهوم الذات بالثانوية العامة	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج

SPSS Data Editor

File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

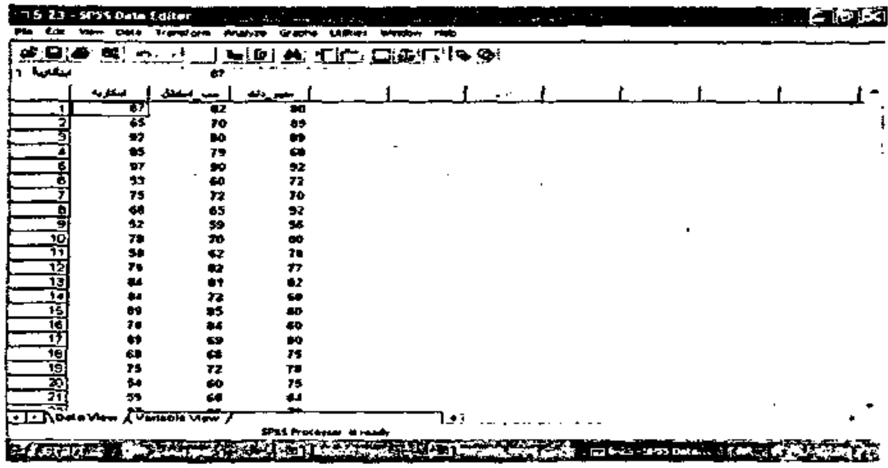
	Name	Type	Width	Decimal	Label	Values	Missing	Column	Align	Measure
1	[illegible]	Numeric	8	0	[illegible]	None	None	8	Right	Scale
2	[illegible]	Numeric	8	0	[illegible]	None	None	8	Right	Scale
3	[illegible]	Numeric	8	0	[illegible]	None	None	8	Right	Scale

Data View / Variable View

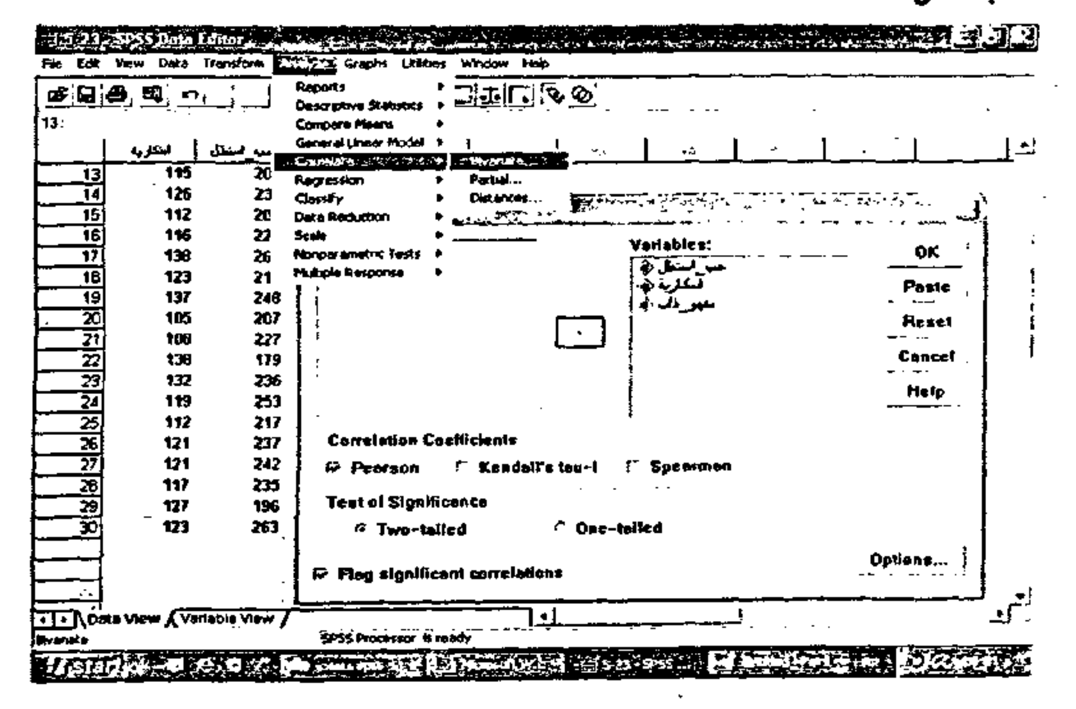
SPSS Processor is ready

الخطوة الثالثة : إيجاد المصفوفة الارتباطية بين متغيرات النموذج باتباع الخطوات الفرعية التالية :

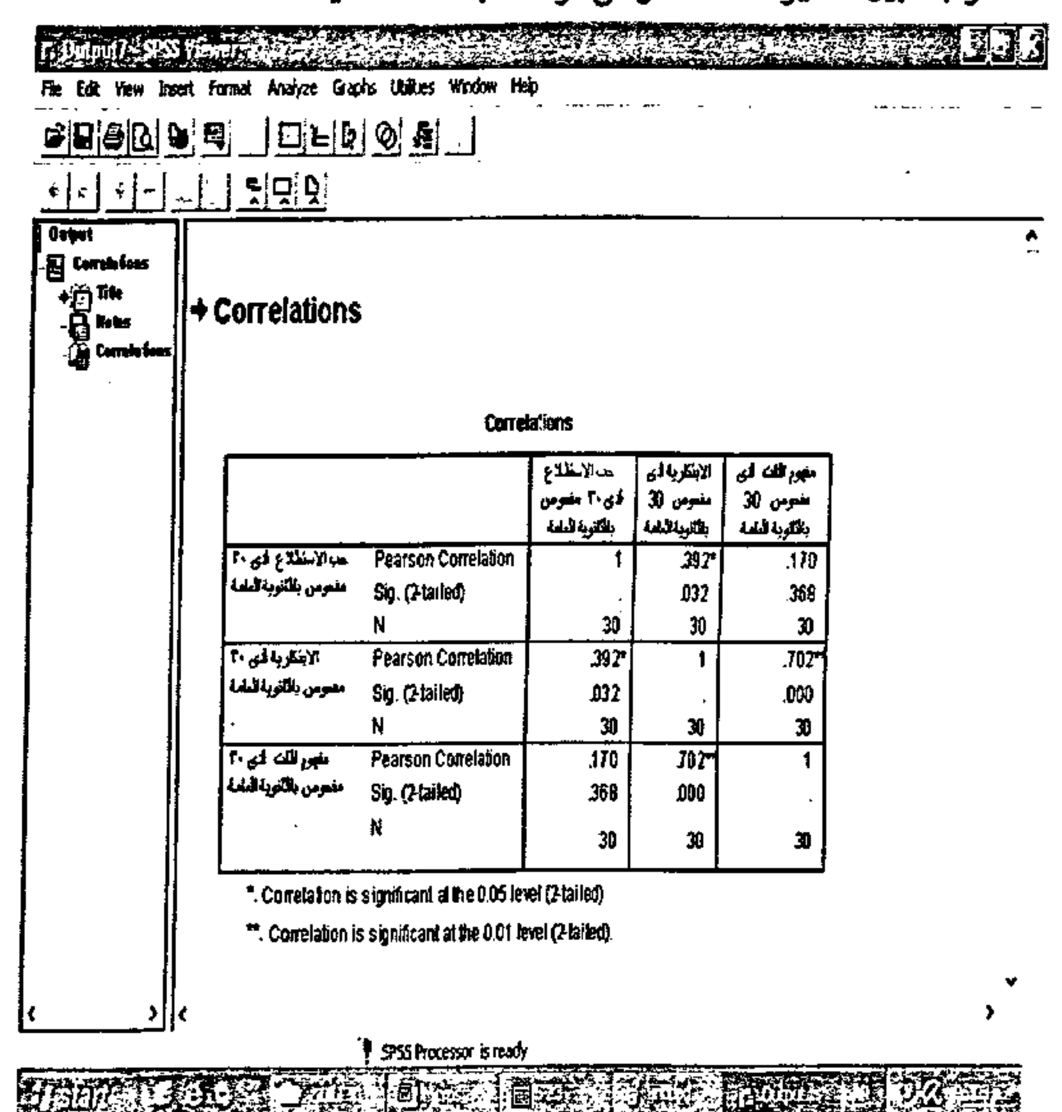
الخطوة الثالثة: أ) : الانتقال إلى شاشة*data view* ، ثم كتابة البيانات الإحصائية فى الأعمدة الثلاثة "ابتكارية" ،"حب_استطل"،"مفهو_ذات" كما هو موضح بالشكل:



الخطوة الثالثة : ب): من سطر الأوامر *analyze* نختار الأمر *correlate* ثم الأمر الفرعى *bivariate* سيظهر مربع حوار تدرج المتغيرات الثلاثة "ابتكارية" ،"حب_استطل"،"مفهو_ذات"إلى المربع المجاور المسمى*variables* ، ثم نستقر على الاختيار *pearson* (و هو يعبر عن معامل الارتباط التتابعى لبيرسون) كما بالشكل:



الخطوة الثالثة (جـ) : بعد الضغط على الذرار *ok* نحصل على مصفوفة معاملات الارتباط بين المتغيرات الثلاثة و هى موضحة بالشاشة التالية :



Correlations

Correlations

		حب الاستطلاع لدى ٣٠ مفحوص بالثانوية العامة	الابتكارية لدى 30 مفحوص بالثانوية العامة	مفهوم الذات لدى 30 مفحوص بالثانوية العامة
حب الاستطلاع لدى ٣٠ مفحوص بالثانوية العامة	Pearson Correlation	1	.392*	.170
	Sig. (2-tailed)	.	.032	.368
	N	30	30	30
الابتكارية لدى ٣٠ مفحوص بالثانوية العامة	Pearson Correlation	.392*	1	.702**
	Sig. (2-tailed)	.032	.	.000
	N	30	30	30
مفهوم الذات لدى ٣٠ مفحوص بالثانوية العامة	Pearson Correlation	.170	.702**	1
	Sig. (2-tailed)	.368	.000	.
	N	30	30	30

*. Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed)

**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

الخطوة الرابعة : إيجاد معاملات المسار الخاصة بالنموذج السببى المفترض(معاملات بيتا المعيارية) و التى حسبناها و بنفس طريقة تحليل الانحدار المتعدد ، و هى التى تعبر عن معاملات المسار المعيارية كالتالى:

الخطوة الرابعة: أ): من سطر الأوامر *analyze* نختار الأمر *regression* ثم الأمر الفرعى...*linear* سيظهر مربع حوار ندرج متغير البيانات "ابتكارية"، إلى المربع المسمى

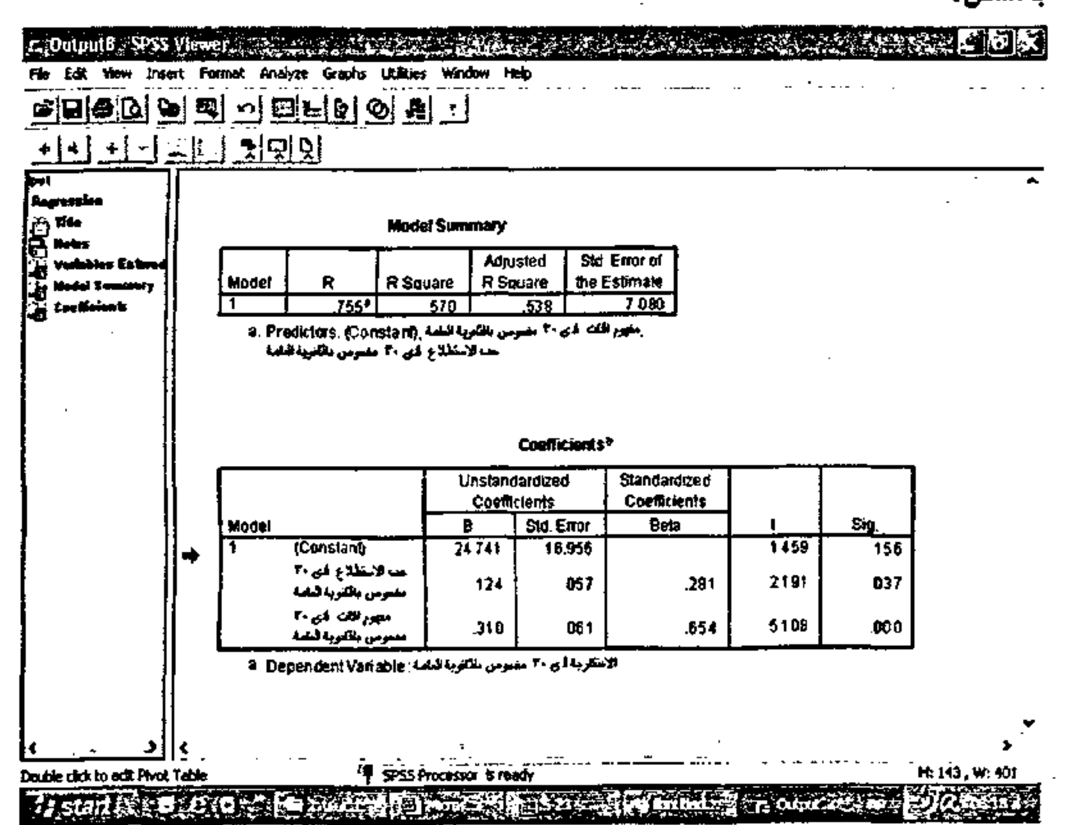
ثم ندرج متغيريى البيانات "حب_استطل"، "مفهو_ذات" إلى المربع المسمى *dependent*

independent(s) ، و نختار طريقة الإدخال *(enter)* كالتالى :

الخطوة الرابعة:ب) :بعد الضغط على الذرار *ok* نحصل على معلومات قيمة

تحتوى على قيم معاملات بيتا المعيارية (معاملات المسار) و كذلك معامل التحديد ر٢+ كما

بالشكل:



Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.755a	.570	.538	7.080

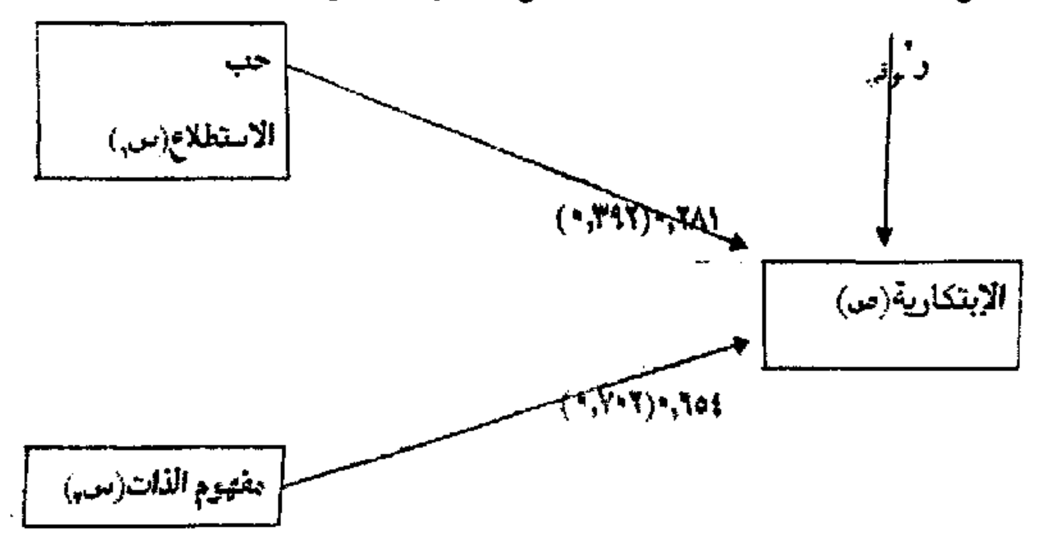
a. Predictors: (Constant), مفهوم الذات في ٣٠ مفحوص بالثانوية العامة, حب الاستطلاع في ٣٠ مفحوص بالثانوية العامة

Coefficientsa

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients		
		B	Std. Error	Beta	t	Sig.
1	(Constant)	24.741	16.956		1.459	.156
	حب الاستطلاع في ٣٠ مفحوص بالثانوية العامة	.124	.057	.281	2.191	.037
	مفهوم الذات في ٣٠ مفحوص بالثانوية العامة	.310	.061	.654	5.108	.000

a. Dependent Variable: الابتكارية في ٣٠ مفحوص بالثانوية العامة

الخطوة الخامسة : التعويض بقيم أوزان الانحدار المعيارية(معاملات المسار) المأخوذة من تحليل الانحدار المتعدد و قيم معاملات الارتباط المأخوذة من المصفوفة الارتباطية في النموذج السببى المفترض نحصل على النموذج السببى الأساسى كالتالى:



الخطوة السادسة :يتم فحص معاملات المسار لاستبعاد أى متغير مستقل يحظى بمعامل مسار أقل من ٠,٠٥ كما سبق ذكره ،ثم يتم إعادة التحليل مرة أخرى و لكن على المتغيرات الجديدة ، و نظراً لأنه لا توجد معاملات مسار أقل ٠,٠٥ لذلك فإن النموذج السببى الأساسى السابق هو نفسه النموذج السببى المعدل و النهائى .

الخطوة السابعة : اختبار صحة النموذج و مساراته : عند استخدامنا طريقة *SPSS* أو أى طريقة الكترونية فإن كل ما ينبغى أن نفعله لنتحقق من صحة النموذج و بياناته هو التحقق من صحة عملية إدخال البيانات نفسها على الكمبيوتر، أى مراجعتها على البيانات الأصلية.

الخطوة الثامنة : **مناقشة النموذج النهائى** : نفس المناقشة في الطريقة اليدوية

مقارنة بين الطريقة اليدوية وطريقة *SPSS* :

يلاحظ وصولنا إلى نفس القيم بالطريقين فقيم معاملات الارتباط كما هى بالطريقتين ، كما أن معاملات المسار(أوزان بيتا المعيارية) كما هى أيضاً بالطريقتين و كذلك معامل التحديد ، مما يؤكد صحة الحسابات .

و بالتالى يتم قبول الفرض الذى تمت صياغته "يمكن بناء نموذج سببى يوضح التأثيرين المباشرين للمتغيرين حب الاستطلاع($س_1$)، و مفهوم الذات ($س_2$) على المتغير القدرة الإبتكارية(ص) " .

و سهولة إجراء الطريقة اليدوية جاءت كما سبق و أوضحنا من وجود حجم صغير للعينة(٣٠) و كذلك وجود عدد قليل من المتغيرات المستقلة في بداية النموذج ، و لكن لو كان هناك حجم كبير نسبياً في العينة أو عدد أكبر من المتغيرات المستقلة سيصبح من الصعب علينا جداً أن نوجد المصفوفة الارتباطية و كذلك معاملات المسار و كذلك معامل التحديد يدوياً مما سيجعلنا في حاجة ماسة إلى برنامج *SPSS* و لعل المثال الذى سيعرض بعد قليل يوضح ذلك ، و هو مأخوذ من رسالة الدكتوراة الخاصة بالمؤلف .

التفسير التربوى للنتيجة المتحصل عليها :

تم التوصل الى وجود تأثير سببى لكل من متغيريى مفهوم الذات و حب الاستطلاع على القدرة الابتكارية ، و ربما يستفاد من ذلك فى ضرورة الاهتمام بهذين المتغيرين لتأثيرهما الواضح على متغير يعد من أهم المتغيرات التربوية فى العصر الحديث و هو متغير القدرة الابتكارية ، و هو متغير نسعى جميعاً الى تنميته فى أطفالنا حتى يكون لهم دور فى المنافسة العالمية ، و فى ضوء النتيجة المتحصل عليها يمكن إعداد البرامج التى تزيد من تنمية مفهوم الذات الايجابى لدى الطفل و تنمية حب الاستطلاع و الاكتشاف و تقصى المعلومة و معرفة مصدرها ، بما يسهم فى تنمية القدرات الابتكارية .

مثال (٥-٦-٦): قام مؤلف هذا الكتاب بتطبيق عدد من المقاييس النفسية على مجموعة من معلمى التربية الخاصة بمحافظة قنا و كان عددهم (٨٤) معلماً ، و ذلك لاختبار صحة فرض أساسى و رئيسى من فروض رسالة الدكتوراة الخاصة بالمؤلف و هو:

يمكن التوصل إلى نموذج سببى يفسر العلاقة بين المتغيرات (الخبرة التدريسية للمعلم – الرضا الوظيفى للمعلم – السلوك القيادى للمعلم – شعور المعلم بالمشاركة الاجتماعية – وجهة الضبط للمعلم – اتجاه المعلم نحو رعاية التلاميذ المعاقين وتعليمهم

– اتجاه المعلم نحو تكوين العلاقات والتفاعل الاجتماعى مع تلاميذه المعاقين – اتجاه المعلم نحو خصائص تلاميذه المعاقين وقيمتهم) كمتغيرات مستقلة ، والكفاءة الذاتية للمعلم كمتغير وسيط والتوافق الاجتماعى لدى تلاميذه كمتغير تابع .

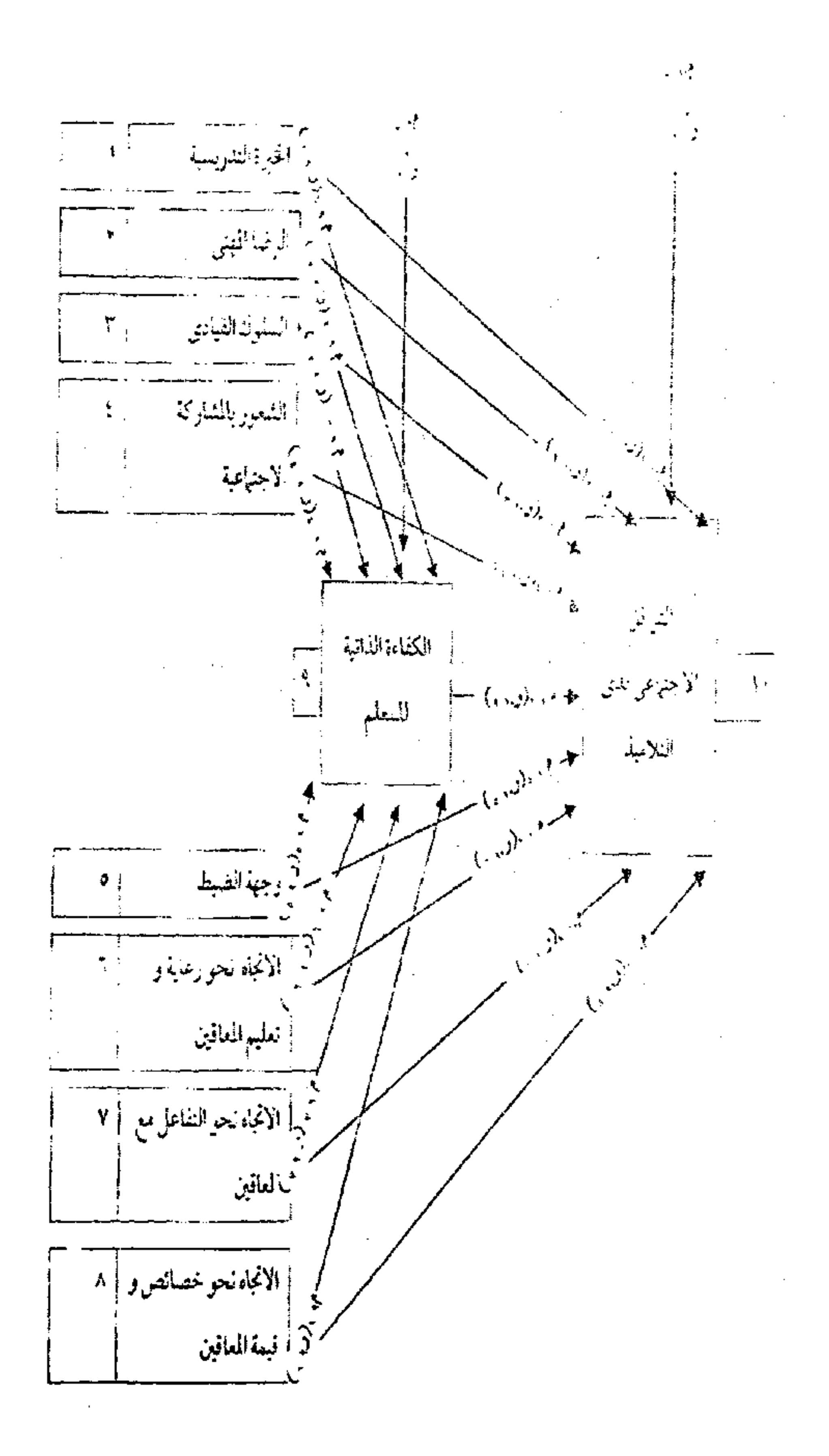
ولمعالجة هذا الفرض إحصائياً تم استخدام أسلوب تحليل المسار *path analysis* ، و لكن قبل استخدام هذا الأسلوب ينبغى التحقق من ملائمة البيانات أى تحقق شروط تحليل المسار فإذا نظرنا الى البيانات الداخلة في التحليل سنجد أنها كمية كما أنها تابعة لمستوى القياس المسافى ، يتبقى التحقق من خطية العلاقة بين كل متغير من المتغيرات المستقلة و كل متغير تابع فى النموذج ، و بعد إجراء اختبارات الخطية و التأكد من خطية العلاقة (١٧ اختبار) ، وجد المؤلف ملائمة البيانات لاستخدام أسلوب تحليل المسار .

تدريب
كيف يمكن التحقق من خطية العلاقة بين متغيرين في ضوء ما درسته فى الفصل الثانى

ملاحظة
سيتم إضافة بعض القيم المفقودة على البيانات الأصلية الموجودة فى رسالة الدكتوراة(و هى موزعة على أربعة حالات غير حقيقية) ،ومقارنة النتائج التى سيتم الحصول عليها فى وجود القيم المفقودة(المثال الحالى) ،بالنتائج الأصلية التى تم الحصول عليها بدون القيم المفقودة (فى رسالة الدكتوراة) و ملاحظة مدى تأثر النتائج بتدوين القيم المفقودة بما يخدم المعلومات المقدمة فى الكتاب الحالى

وبذلك يمكن تطبيق أسلوب تحليل المسار باتباع الخطوات التالية (على بدارى ، ١٩٩٠، ٢٠٩–٢٣٥؛أنور رياض ١٩٩١ ، ١٣٠ – ١٤٢ ؛ عماد يوسف ، ١٩٩١ ، ٦٠٣ – ٦١٨ ؛ صلاح الدين علام ، ٢٠٠٠ ، ٦٤٧ – ٦٧٩ ؛ *aron & aron, 1994, 516*) :

أ – **افتراض النموذج السببى** *causal model* : وهو النموذج الذى يوضح العلاقات بين المتغيرات سالفة الذكر ، وذلك اعتماداً على الأطر النظرية والدراسات السابقة ، وهذا النموذج يسمى بالنموذج السببى المفترض وهو مبين بالشكل التالى :



الخبرة التدريسية
١
الرضا المهني
٢
السلوك القيادي
٣
الشعور بالمشاركة الاجتماعية
٤
الكفاءة الذاتية للمعلم
٩
وجهة الضبط
٥
الاتجاه نحو رعاية و تعليم المعاقين
٦
الاتجاه نحو التفاعل مع المعاقين
٧
الاتجاه نحو خصائص و قيمة المعاقين
٨
١٠

حيث $م_{٩،١}$ ترمز إلى معامل المسار من المتغير المستقل (١) إلى المتغير التابع (٩) وهكذا بالنسبة لباقى معاملات المسار ، $ر_{٩،١}$ معامل الارتباط بين المتغير المستقل (١) والمتغير التابع (٩) وهكذا بالنسبة لباقى معاملات الارتباط ، $ر^{٢}_{٩}$ ، $ر^{٢}_{١٠}$ هما معاملا التحديد للمتغيرين التابعين ٩ ، ١٠ على الترتيب ، $م_{٩،ب}$ ، $م_{١٠،ب}$ هما معاملا مسار البواقى (المتغيرات التى لم تدخل الدراسة الحالية) .

ومن هذا الشكل يتضح أن هناك ثمانى متغيرات مستقلة هى : (الخبرة التدريسية – الرضا الوظيفى – السلوك القيادى – الشعور بالمشاركة الاجتماعية – وجهة الضبط – الاتجاه نحو رعاية المعاقين وتعليمهم – الاتجاه نحو تكوين العلاقات والتفاعل مع المعاقين – الاتجاه نحو خصائص وقيمة المعاقين) تؤثر على الكفاءة الذاتية للمعلم وهذه المتغيرات المستقلة بالإضافة إلى الكفاءة الذاتية للمعلم تؤثر على التوافق الاجتماعى للتلاميذ ومن ثم فإن هذا النموذج المفترض يعبر عن صيغة الفرض السابق .

ملاحظة

تم قياس التوافق الاجتماعى لدى التلاميذ بواسطة مقياس تقدير يطبق على المعلم نفسه الذى يقوم بالتدريس لهؤلاء التلاميذ(و هو غالباً رائد الفصل)، ثم تم تحديد درجة كلية فى التوافق لكل تلميذ ، ثم تم أخذ متوسط درجات التوافق الاجتماعى لتلاميذ كل معلم ، و بالتالى يكون لكل معلم درجة واحدة تعبر عن درجة التوافق الاجتماعى لدى تلاميذه ، و هذه الدرجة هى التى خضعت للتحليل الاحصائى مع الدرجات الأخرى الخاصة بالمعلم على المتغيرات المتبقية .

ب- إيجاد المصفوفة الارتباطية *correlation matrix* الممكنة بين المتغيرات المستقلة والتابعة موضوع الدراسة: وهى تعبر عن جميع معاملات الارتباط الممكنة ، وحيث أن عدد هذه المتغيرات مجتمعة = ١٠ فإن عدد معاملات الارتباط الممكنة =(١٠×٩)/٢ = ٤٥ معامل ارتباط ، و يمكن إيجادها الكترونياً من خلال الاتى:

الخطوة الأولى(ب) : تحديد خصائص المتغيرات العشرة الداخلة فى التحليل ،و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص الموضحة أيضاً بالشاشة :

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
ك_ذاتية	رقمى	٨	٠	درجات ٨٨ معلم تربية خاصة فى الكفاءة الذاتية	لايوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج
تو_اجتما	رقمى	٨	٢	تقدير معلمى التربية الخاصة للتوافق الاجتماعى لدى تلاميذهم	لا يوجد	(٩٩٩، إهمال في الاجابة)، (١٠٠٠، عدم الاجابة على القياس)	٨	يمين	متدرج
سلوك_قيا	رقمى	٨	٠	درجات ٨٨ معلم تربية خاصة فى السلوك القيادى	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج
مش_اجتما	رقمى	٨	٠	درجات ٨٨ معلم تربية خاصة فى المشاركة الاجتماعية	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج
قيم_خصائ	رقمى	٨	٠	اتجاه ٨٨معلم تربية خاصة نحو خصائص المعاقين و قيمهم	لايوجد	(٩٩٩، عدم الاجابة)، (١٠٠٠، ترك بعض البنود دون إجابة)، (١٠٠١، إهمال في الاجابة)	٨	يمين	متدرج
علا_و تفا	رقمى	٨	٠	اتجاه ٨٨معلم تربية خاصة نحو التفاعل مع المعاقين	لايوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج

رعاية	رقمي	٨	٠	اتجاه ٨٨معلم تربية خاصة نحو رعاية المعاقين و تعليمهم	لا يوجد	(٩٩٩، ترك بعض البنود دون إجابة)	٨	يمين	متدرج
رضا_مهني	رقمي	٨	٠	درجات ٨٨ معلم تربية خاصة في الرضا المهني	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج
وجه_ضبط	رقمي	٨	٠	درجات ٨٨ معلم تربية خاصة في وجهة الضبط	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج
خبرة_تدر	رقمي	٨	٠	متغير الخبرة التدريسية لدى ٨٨ معلم تربية خاصة كما يقاس بعدد السنوات التدريسية	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج

File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure
1	ك_ذاتية	Numeric	8	0	درجات ٨٨ معلم تربية خاصة في الكفاءة ا	None	None	8	Right	Scale
2	تو_انفعا	Numeric	8	2	متغير معلمي التربية الخاصة للتوافق الانف	None	999.00, 1000.0	8	Right	Scale
3	سلوك_قيا	Numeric	8	0	درجات ٨٨ معلم تربية خاصة في السلوك ا	None	None	8	Right	Scale
4	مش_اجتما	Numeric	8	0	درجات ٨٨ معلم تربية خاصة في المشاركة	None	None	8	Right	Scale
5	دمج_معاق	Numeric	8	0	اتجاه ٨٨معلم تربية خاصة نحو دمج	None	999, 1000, 100	8	Right	Scale
6	علاج_وقا	Numeric	8	0	اتجاه ٨٨معلم تربية خاصة نحو العلاج و	None	None	8	Right	Scale
7	رعاية	Numeric	8	0	اتجاه ٨٨معلم تربية خاصة نحو رعاية الم	None	999	8	Right	Scale
8	رضا_مهني	Numeric	8	0	درجات ٨٨ معلم تربية خاصة في الرضا ال	None	None	8	Right	Scale
9	وجه_ضبط	Numeric	8	0	درجات ٨٨ معلم تربية خاصة في وجهة ال	None	None	8	Right	Scale
10	خبرة_تدر	Numeric	8	0	متغير الخبرة التدريسية لدى ٨٨ معلم ترب	None	None	8	Right	Scale

Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

الخطوة الثانية (ب) يتم الانتقال إلى شاشة *data view* و تدوين البيانات كما بالشكل:

SPSS Data Editor

File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

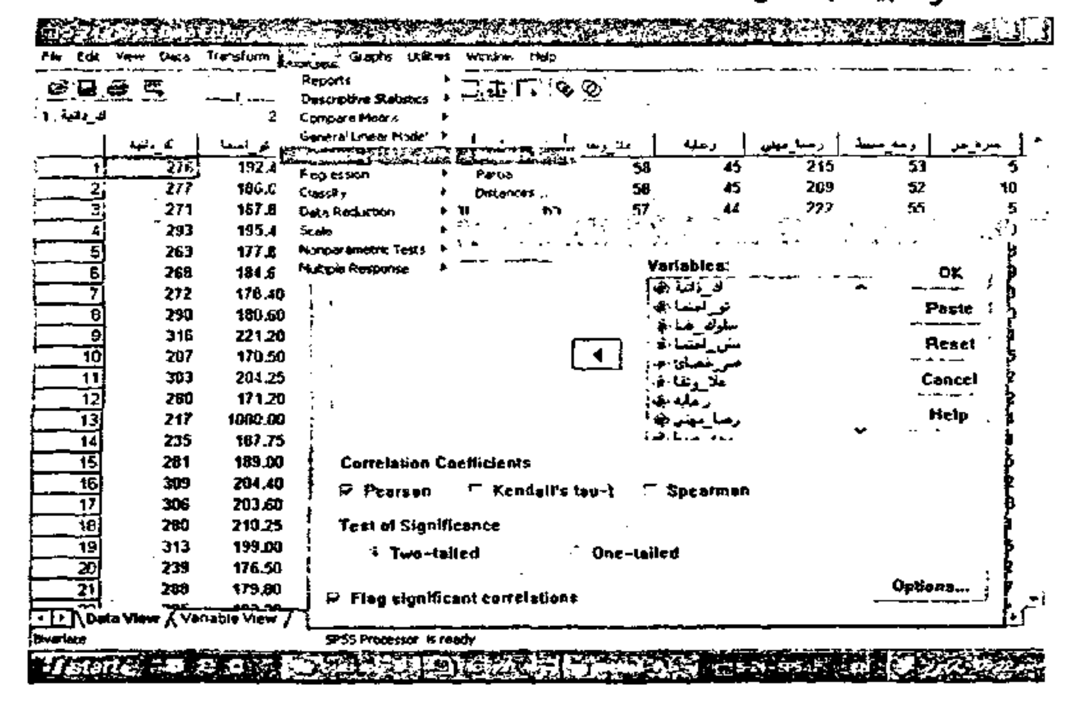
1 : ك_ذاتية 276

	ك_ذاتية	[illegible]	سلوك_قيا	مش_اجتما	[illegible]	[illegible]	رعاية	رضا_مهني	[illegible]	[illegible]
12	280	171.20	105	206	60	57	45	203	55	2
13	217	1000.00	115	206	999	51	41	209	45	4
14	235	187.75	126	233	65	58	41	215	40	4
15	281	189.00	112	207	44	43	37	240	41	5
16	309	204.40	116	221	58	53	45	233	47	2
17	306	203.60	138	263	61	51	43	251	38	3
18	280	210.25	123	210	54	54	44	226	44	11
19	313	199.00	137	249	52	50	41	242	36	6
20	239	176.50	105	207	58	53	38	179	60	2
21	288	179.80	108	227	49	51	45	208	46	7
22	295	183.20	138	179	66	63	45	271	32	4
23	260	203.25	132	236	60	52	41	250	49	6
24	271	158.00	119	253	54	54	41	210	44	12
25	283	185.20	112	217	47	41	29	196	57	5
26	275	183.20	121	237	52	53	41	242	47	12
27	274	178.90	121	242	55	53	43	242	43	7
28	274	196.00	117	235	47	44	39	232	38	6
29	253	195.40	127	196	64	63	45	213	61	12
30	303	175.00	123	263	55	55	43	227	43	12
31	280	162.80	114	202	53	53	44	226	43	7
32	230	170.00	120	264	1001	63	999	235	47	9

Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

الخطوة الثالثة (ب) من سطر الأوامر *analyze* ، نختار الأمر الفرعى *correlate* ثم *bivariate...* ، سيظهر مربع حوار ندخل جميع متغيرات الدراسة الخاضعة للتحليل فى المربع المسمى *variables* ، ثم نختار أسلوب بيرسون *pearson* نتيجة هذه الخطوة مبينة بالشكل:



الخطوة الرابعة(ب) : بعد الضغط على ذرار *ok* تظهر المصفوفة الارتباطية كما هي موضحة في صفحة النتائج التالية:

Output1 - SPSS Viewer

File Edit View Insert Format Analyze Graphs Utilities Window Help

Output
Correlations
Title
Notes
Correlations

Correlations

		درجات ٨٨ معلم تربية خاصة في الكفاءة الذاتية	تقدير معلمي التربية الخاصة التوافق الاجتماعي في تلاميذهم	درجات ٨٨ معلم تربية خاصة في السلوك القيادي	درجات ٨٨ معلم تربية خاصة في المشاركة الاجتماعية	اتجاه ٨٨ معلم تربية خاصة نحو خصائص المعاقين وقيمهم
درجات ٨٨ معلم تربية خاصة في الكفاءة الذاتية	Pearson Correlation	1	.418**	.454**	.443**	.02
	Sig. (2-tailed)		.000	.000	.000	79
	N	88	86	88	88	8
تقدير معلمي التربية الخاصة التوافق الاجتماعي في تلاميذهم	Pearson Correlation	.418**	1	.450**	.107	.28
	Sig. (2-tailed)	.000		.000	.327	.00
	N	86	86	86	86	8
درجات ٨٨ معلم تربية خاصة في السلوك القيادي	Pearson Correlation	.454**	.450**	1	.378**	.411
	Sig. (2-tailed)	.000	.000		.000	.00
	N	88	86	88	88	8
درجات ٨٨ معلم تربية خاصة في المشاركة الاجتماعية	Pearson Correlation	.443**	.107	.378**	1	-.01
	Sig. (2-tailed)	.000	.327	.000		.86
	N	88	86	88	88	8
اتجاه ٨٨ معلم تربية خاصة نحو خصائص المعاقين وقيمهم	Pearson Correlation	.029	.282**	.411**	-.018	1
	Sig. (2-tailed)	.792	.009	.000	.868	
	N	85	84	85	85	8

SPSS Processor is ready

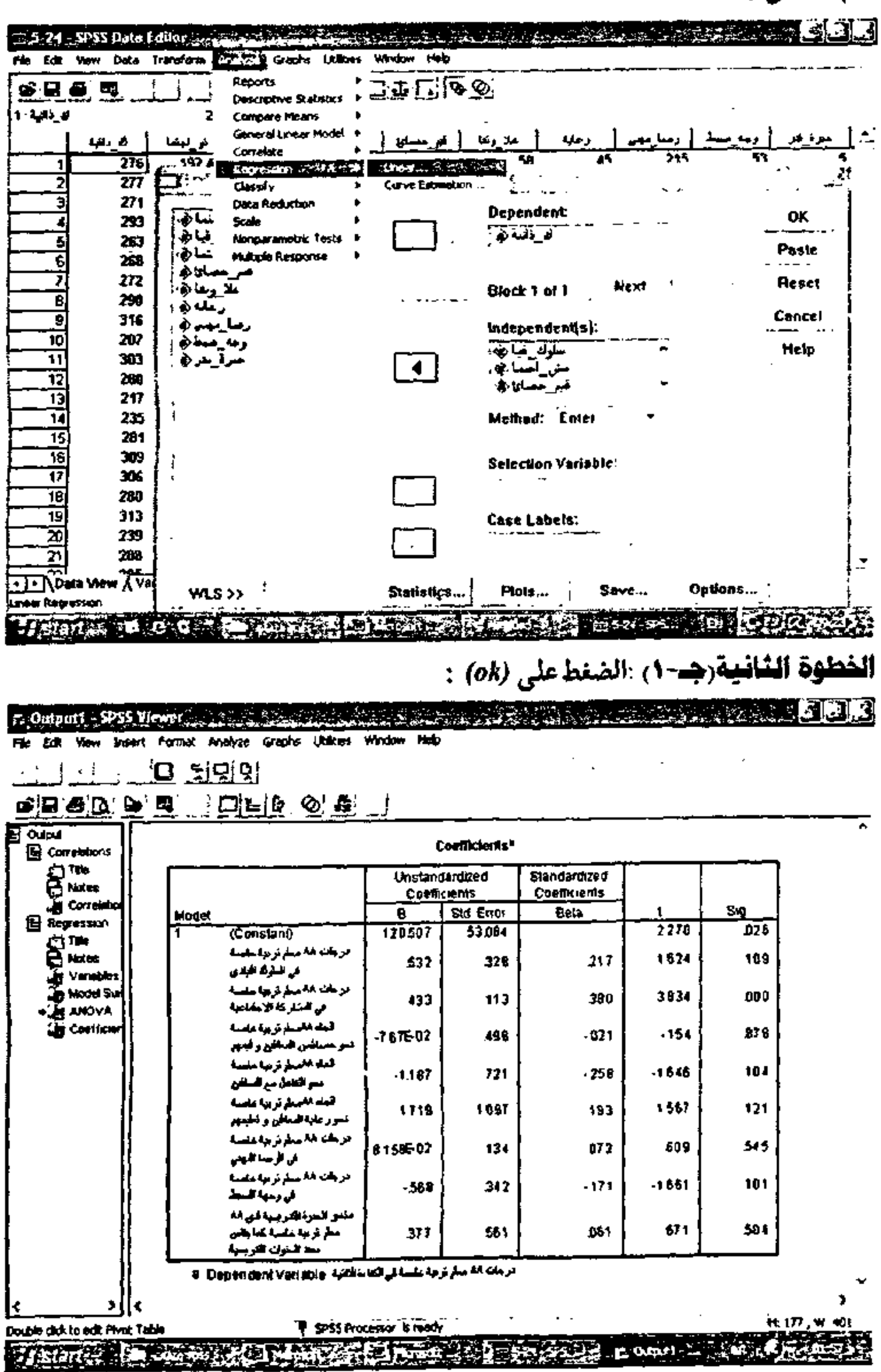
جـ- حساب أوزان الانحدار المعيارية (β) *standardized coefficients* من تحليل الانحدار المتعدد لتقدير معاملات المسار *path coefficients* في النموذج المفترض :

حيث أن وزن الانحدار المعيارى *(β)* المأخوذ من تحليل الانحدار المتعدد هو نفسه معامل المسار في أسلوب تحليل المسار والذى يدل على التأثير المباشر للمتغير المستقل على المتغير التابع ، وبذلك يتم إجراء التحليلات الآتية :

(١) انحدار كل من (الخبرة التدريسية – الرضا الوظيفى – السلوك القيادى – الشعور بالمشاركة الاجتماعية – وجهة الضبط – الاتجاه نحو رعاية المعاقين وتعليمهم – الاتجاه نحو تكوين العلاقات والتفاعل مع المعاقين – الاتجاه نحو خصائص وقيمة المعاقين) كمتغيرات مستقلة على الكفاءة الذاتية للمعلم كمتغير تابع ،و يمكن إجراء ذلك عن طريق برنامج *SPSS* كالتالى:

الخطوة الأولى(جـ-١) : من سطر الأوامر *analyze* نختار الأمر *regression* ثم الأمر الفرعي...*linear* سيظهر مربع حوار ندرج متغير البيانات "ك_ذاتية"، إلى المربع المسمى

dependent **ثم ندرج المتغيرات المستقلة**(سلوك_قيا ،مش_اجتما، رضا_مهني، وجه_ضبط ،خبرة_تدر قيم_حساي ،علا_و تفا،رعاية) ، **إلى المربع المسمى** ***independent(s)*** **، و نختار طريقة الإدخال** ***(enter)*** **كالتالي :**



الخطوة الثانية(جـ-١) :الضغط على *(ok)* :

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients B	Std. Error	Standardized Coefficients Beta	t	Sig.
1	(Constant)	120.507	53.084		2.270	.026
	درجات ٨٨ معلم تربية خاصة في الشراكة الوالدية	.532	.328	.217	1.624	.109
	درجات ٨٨ معلم تربية خاصة في المشاركة الاجتماعية	.433	.113	.380	3.834	.000
	اتجاه ٨٨ معلم تربية خاصة نحو حساسيتهم للمعاقين و قبولهم	-7.67E-02	.496	-.021	-.154	.878
	اتجاه ٨٨ معلم تربية خاصة نحو التعامل مع المعاقين	-1.187	.721	-.258	-1.646	.104
	اتجاه ٨٨ معلم تربية خاصة نحو رعاية المعاقين و تعليمهم	1.719	1.097	.193	1.567	.121
	درجات ٨٨ معلم تربية خاصة في الرضا المهني	8.158E-02	.134	.072	.609	.545
	درجات ٨٨ معلم تربية خاصة في وجهة الضبط	-.569	.342	-.171	-1.661	.101
	متوسط الخبرة التدريسية لدى ٨٨ معلم تربية خاصة كما يقاس بعدد السنوات التدريسية	.377	.561	.061	.671	.504

a. Dependent Variable: درجات ٨٨ معلم تربية خاصة في الكفاءة الذاتية

(٢) انحدار كل من (الخبرة التدريسية – الرضا الوظيفى – السلوك القيادى – الشعور بالمشاركة الاجتماعية – وجهة الضبط – الاتجاه نحو رعاية المعاقين وتعليمهم– الاتجاه نحو تكوين العلاقات والتفاعل مع المعاقين – الاتجاه نحو خصائص وقيمة المعاقين – الكفاءة الذاتية للمعلم) كمتغيرات مستقلة على التوافق الاجتماعى للتلاميذ كمتغير تابع و بنفس الخطوتين السابقتين تظهر معاملات الانحدار(معاملات المسار) فى شاشة النتائج التالية:

Output2 - SPSS Viewer

File Edit View Insert Format Analyze Graphs Utilities Window Help

Output
Regression
Title
Notes
Variables
Model Sum
ANOVA
Coefficien

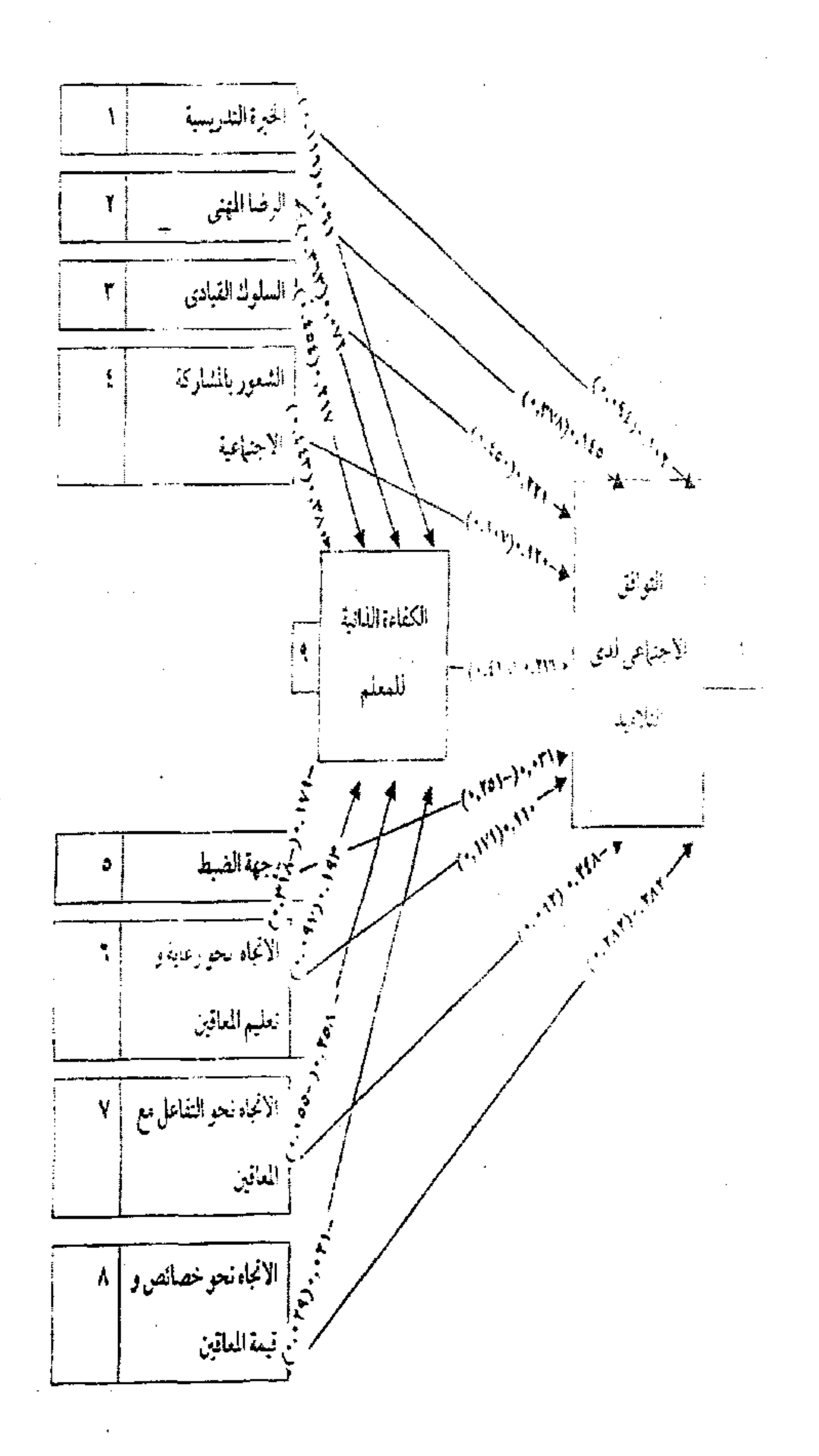
Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	75.169	35.763		2.102	.039
	درجات ٨٨ معلم تربية خاصة في الكفاءة الذاتية	.166	.075	.277	2.212	.030
	درجات ٨٨ معلم تربية خاصة في السلوك القيادي	.327	.217	.221	1.502	.137
	درجات ٨٨ معلم تربية خاصة في المشاركة الاجتماعية	-8.19E-02	.080	-.120	-1.018	.312
	اتجاه ٨٨ معلم تربية خاصة نحو خصائص المعاقين وقيمهم	.607	.325	.282	1.869	.066
	اتجاه ٨٨ معلم تربية خاصة نحو التفاعل مع المعاقين	-.686	.478	-.248	-1.434	.156
	اتجاه ٨٨ معلم تربية خاصة نحو رعاية المعاقين وتعليمهم	.586	.726	.110	.807	.422
	درجات ٨٨ معلم تربية خاصة في الرضا الوظيفي	9.837E-02	.088	.145	1.123	.265
	درجات ٨٨ معلم تربية خاصة في وجهة الضبط	6.244E-02	.227	.031	.275	.784
	متغير الخبرة التدريسية لدى ٨٨ معلم تربية خاصة كما يقاس بعدد السنوات التدريسية	.380	.367	.102	1.035	.304

SPSS Processor is ready

Start

ء – **النموذج السببى الأساسى** : بالتعويض فى النموذج السببى المفترض بقيم كل من أوزان الانحدار المعيارية (معاملات المسار) المأخوذة من تحليل الانحدار المتعدد وبقيم معاملات الارتباط المأخوذة من المصفوفة الارتباطية نحصل على النموذج السببى الأساسى وهو الموضح فى الشكل التالى:


الخبرة التدريسية
١
الرضا المهنى
٢
السلوك القيادى
٣
الشعور بالمشاركة الاجتماعية
٤
الكفاءة الذاتية للمعلم
٩
التوافق الاجتماعى لدى التلاميذ
وجهة الضبط
٥
الاتجاه نحو رعاية و تعليم المعاقين
٦
الاتجاه نحو التفاعل مع المعاقين
٧
الاتجاه نحو خصائص و قيمة المعاقين
٨

هـ- النموذج المعدل و النهائي : بعد التوصل إلى النموذج السببي الأساسي يتم تفحص قيم معاملات المسار واستبعاد أية قيمة تقل عن ٠,٠٥ لأنها تعتبر غير معنوية ، وبذلك يتم حذف المسارين التاليين لعدم دلالتهما المعنوية :

م ٩ . ٨ وهو معامل المسار من اتجاه المعلم نحو خصائص وقيمة تلاميذه المعاقين (٨) إلى شعور المعلم بكفائته الذاتية (٩) ويساوى – ٠,٠٢١ .

م ١٠ . ٥ وهو معامل المسار من وجهة الضبط لدى المعلم (٥) إلى التوافق الاجتماعى لدى تلاميذه (١٠) ويساوى ٠,٠٣١ .

ثم يتم إعادة إجراء تحليلات الانحدار مرة أخرى ولكن للمتغيرات المستقلة المتبقية (ذات معاملات المسار الدالة) وفى هذه الخطوة يتم الوصول إلى أوزان انحدار معيارية جديدة (معاملات مسار جديدة) ، و هي موضحة كالتالى:

Output1 - SPSS Viewer

File Edit View Insert Pivot Format Analyze Graphs Utilities Window Help

Output
Regression
Title
Notes
Variables Entered
Model Summary
Coefficients

Model Summary

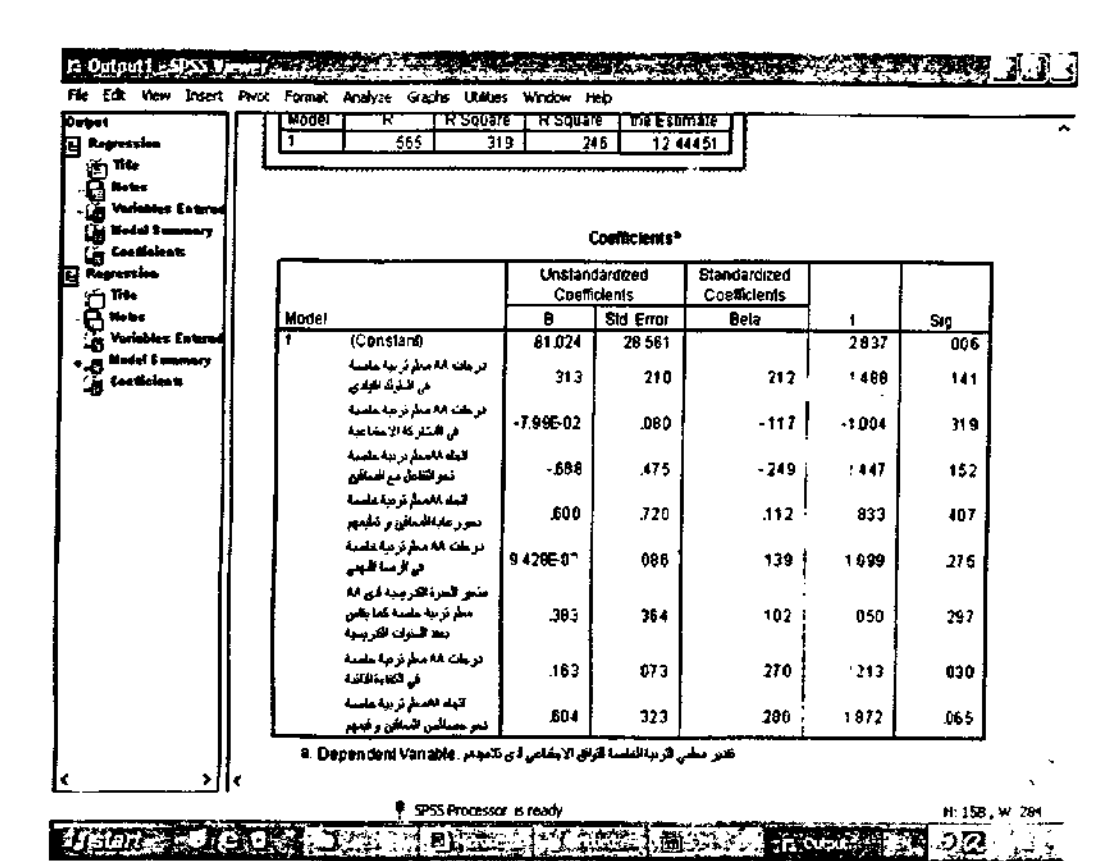
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std Error of the Estimate
1	.641	.411	.358	19.753

Coefficients[a]

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig
		B	Std Error	Beta		
1	(Constant)	93.690	53.413		1.754	.083
	درجات الـ معلم تربية خاصة في السلوك القيادي	.542	.326	.212	1.663	.100
	درجات الـ معلم تربية خاصة في المشاركة الاجتماعية	.455	.114	.383	3.977	.000
	اتجاه الـ معلم تربية خاصة نحو التفاعل مع المعاقين	-1.301	.579	-.273	-2.246	.028
	اتجاه الـ معلم تربية خاصة نحو رعاية المعاقين و تعليمهم	1.972	1.111	.213	1.776	.080
	درجات الـ معلم تربية خاصة في الرضا المهني	.106	.137	.090	.772	.443
	درجات الـ معلم تربية خاصة في وجهة الضبط	-.471	.348	-.137	-1.355	.179
	مشاعر القدرة التدريسية لدى الـ معلم تربية خاصة كما يقيس بعد السلوك التدريسية	.469	.567	.073	.827	.411

a Dependent Variable: درجات الـ معلم تربية خاصة في الكفاءة الذاتية

SPSS Processor is ready H: 146 , W: 284



Model	R	R Square	R Square	the Estimate
1	565	319	246	12 44451

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients B	Unstandardized Coefficients Std Error	Standardized Coefficients Beta	t	Sig
1	(Constant)	81.024	28 561		2837	006
	درجات ٨٨ معلم تربية خاصة في [illegible]	313	210	212	1 488	141
	درجات ٨٨ معلم تربية خاصة في المشاركة الاجتماعية	-7.99E-02	.080	-117	-1.004	319
	اتجاه ٨٨ معلم تربية خاصة نحو التفاعل مع المعاقين	-.688	.475	-249	1 447	152
	اتجاه ٨٨ معلم تربية خاصة نحو رعاية المعاقين و تعليمهم	.600	.720	.112	833	407
	درجات ٨٨ معلم تربية خاصة في الرضا المهني	9 428E-02	086	139	1 099	275
	متوسط الخبرة التدريسية لدى ٨٨ معلم تربية خاصة كما يقاس بعدد السنوات التدريسية	.383	364	102	050	297
	درجات ٨٨ معلم تربية خاصة في الكفاية الذاتية	.163	073	270	213	030
	اتجاه ٨٨ معلم تربية خاصة نحو خصائص المعاقين و فهمهم	.604	323	280	1 872	.065

a. Dependent Variable. [illegible]

أما معاملات مسار البواقى فيتم حسابه كالتالى :

من الشاشتين السابقتين نجد أن $ر^{2}_{ب}$ = ٠,٤١ ، $ر^{2}_{ب ب}$ = ٠,٣٢ ، و بالتالى فإن :

$$م_{ب} = \sqrt{1 - ر^{2}_{ب}} = \sqrt{1 - ٠,٤١} = ٠,٧٦٨$$

$$م_{ب ب} = \sqrt{1 - ر^{2}_{ب ب}} = \sqrt{1 - ٠,٣٢} = ٠,٨٢٥$$

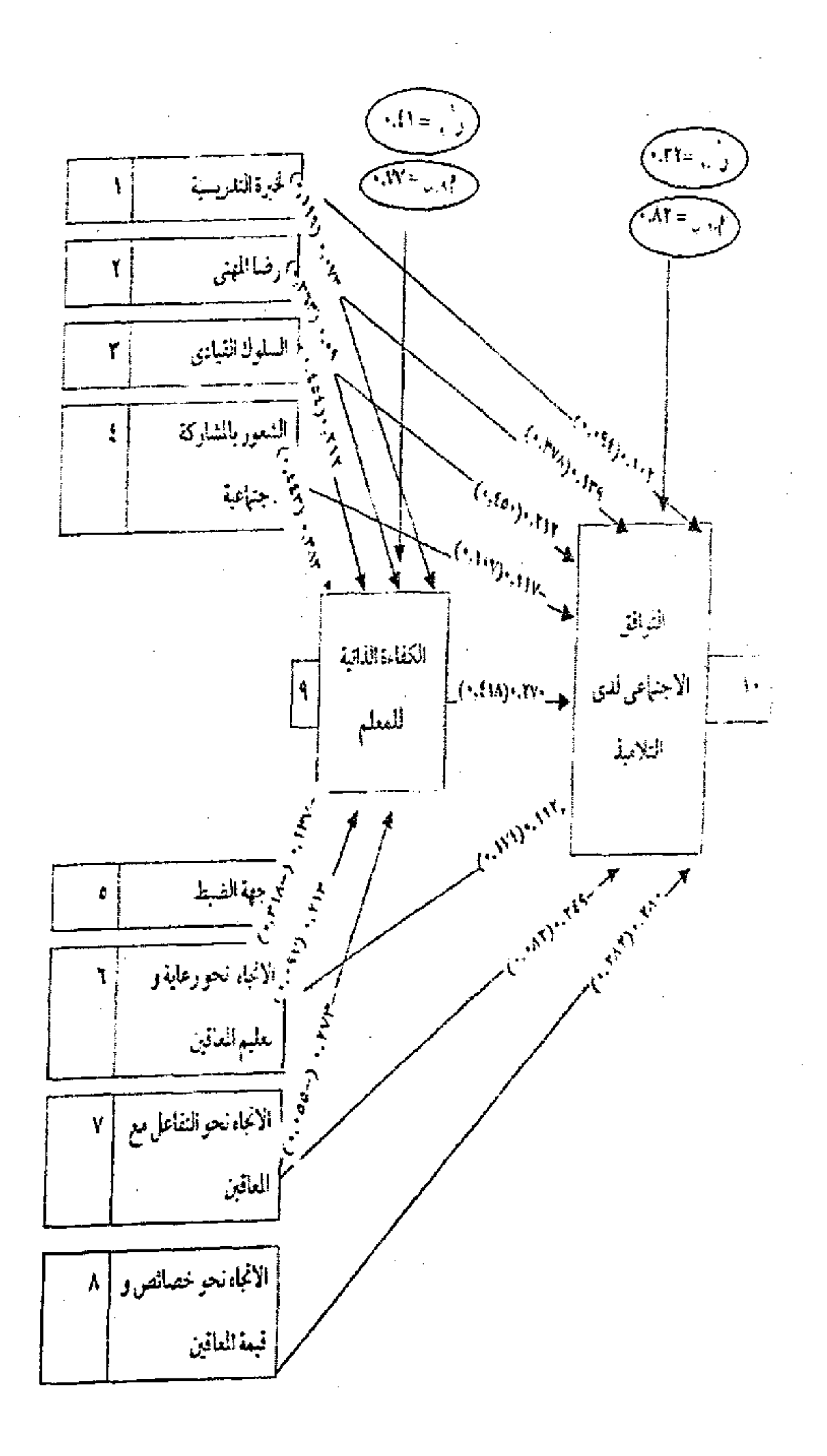
حيث م ، ب ، م ب ب هما معاملا مسار البواقى لكل من الكفاءة الذاتية للمعلم والتوافق الاجتماعى لدى تلاميذه على الترتيب ، $ر^{2}_{ب}$ ، $ر^{2}_{ب ب}$ هما معاملا التحديد ثم يتم إجراء التعديلات الآتية فى النموذج السببى الأساسى للتوصل إلى النموذج السببى المعدل والنهائى :

١)حذف المسارين غير الدالين م ٩ .٨ ، م ١٠ . ٥

٢)استبدال معاملات المسار القديمة بمعاملات المسار الجديدة (بعد إعادة التحليل) .

٣) إدراج قيمتى معاملى البواقى ومعاملى التحديد السالف ذكرهما .

وبعد إجراء هذه التعديلات يصبح النموذج فى صورة جديدة تسمى بالنموذج السببى المعدل والنهائى والذى سيخضع للمناقشة والتفسير وهو موضح بالشكل التالى :



الخبرة التدريسية
رضا المهنى
السلوك التباذى
الشعور بالمشاركة
جتهاعية
الكفاءة الذاتية
للمعلم
التوافق
الاجتماعى لدى
التلاميذ
جهة الضبط
الاتجاه نحو رعاية و
تعليم المعاقين
الاتجاه نحو التفاعل مع
المعاقين
الاتجاه نحو خصائص و
قيمة المعاقين

و – مناقشة النموذج النهائى وتفسيره :

إن النموذج السببى الذى تم افتراضه تحقق بصورة كبيرة و منه نناقش الآتى :

(١) تحديد نسبة التباين المشترك المحدد من التباين الكلى للمتغير التابع نتيجة تأثره بالمتغيرات المستقلة :

- بالنسبة للكفاءة الذاتية لدى معلمى التربية الخاصة كمتغير تابع : $ر^{٢}_{٩}$ = ٠,٤١ أى أن المتغيرات المستقلة موضوع الدراسة (الخبرة التدريسية – الرضا الوظيفى – السلوك القيادى – الشعور بالمشاركة الاجتماعية – وجهة الضبط – الاتجاه نحو رعاية وتعليم المعاقين – الاتجاه نحو تكوين العلاقات والتفاعل مع المعاقين)أسهمت بنسبة ٤١ ٪ في التأثير السببى على شعور المعلم بكفائته الذاتية ، وبذلك نجد أن $ع^{٢}_{٩ . ب}$ = ١ – ٠,٤١= ٠,٥٩ ، وهو ما يعنى أن المتغيرات التى لم تدخل الدراسة (البواقى) أسهمت بنسبة ٥٩ ٪ فى التأثير السببى على الكفاءة الذاتية .
- بالنسبة للتوافق الاجتماعى لدى التلاميذ كمتغير تابع : $ر^{٢}_{١٠}$ = ٠,٣٢ ، أى أن المتغيرات المستقلة (الخبرة التدريسية – الرضا الوظيفى – السلوك القيادى – الشعور بالمشاركة الاجتماعية – الاتجاه نحو رعاية المعاقين وتعليمهم – الاتجاه نحو التفاعل مع المعاقين – الاتجاه نحو خصائص وقيم المعاقين – الكفاءة الذاتية للمعلم) أسهمت بنسبة ٣٢ ٪ فى التأثير السببى على التوافق الاجتماعى لدى التلاميذ،وبذلك فإن $ع^{٢}_{١٠ . ب}$ = ١ – ٠,٣٢ = ٠,٦٨ وهو ما يعنى أن متغيرات البواقى أسهمت بنسبة ٦٨ ٪ فى التأثير السببى على التوافق الاجتماعى لدى التلاميذ .

(٢) التأثيرات المباشرة وغير المباشرة على كل من الكفاءة الذاتية للمعلم والتوافق الاجتماعى لدى التلاميذ ، إن التأثيرات المباشرة هى معاملات المسار (أوزان الانحدار المعيارية) السابق ذكرها ، أما التأثيرات غير المباشرة فتنتج من طرح التأثيرات المباشرة من معاملات الارتباط (ر – م) ، والتأثير غير المباشر لمتغير مستقل على متغير تابع يمكن أن يحدث بطريقتين ، أولاهما يكون من خلال

الارتباط بين المتغير المستقل ومتغير مستقل آخر لـه تأثير مباشر على المتغير التابع ، وثانيهما من خلال الارتباط بين المتغيرات المستقلة ببعضها البعض .

ويمكن توضيح قيم هذه التأثيرات في الجدول الآتي :

المتغيرات المستقلة	المتغيران التابعان	معامل الارتباط بين المتغير المستقل والتابع (ر)	التأثيرات المباشرة معاملات المسار (م)	التأثيرات غير المباشرة (ر – م)
الخبرة التدريسية	الكفاءة الذاتية للمعلم	٠,١١٦	٠,٠٧٣	٠,٠٤٣
الرضا المهنى	الكفاءة الذاتية للمعلم	٠,٣٦٣	٠,٠٩	٠,٢٧٣
السلوك القيادى	الكفاءة الذاتية للمعلم	٠,٤٥٤	٠,٢١٢	٠,٢٤٢
الشعور بالمشاركة الاجتماعية	الكفاءة الذاتية للمعلم	٠,٤٤٣	٠,٣٨٣	٠,٠٦
وجهة الضبط	الكفاءة الذاتية للمعلم	٠,٣١٨–	٠,١٣٧–	٠,١٨١–
الاتجاه نحو رعاية وتعليم المعاقين	الكفاءة الذاتية للمعلم	٠,٠٩٤	٠,٢١٣	٠,١١٩–
الاتجاه نحو التفاعل مع المعاقين	الكفاءة الذاتية للمعلم	٠,٠٥٥–	٠,٢٧٣–	٠,٢١٨
الكفاءة الذاتية للمعلم	التوافق الاجتماعى للتلاميذ	٠,٤١٨	٠,٢٧٠	٠,١٤٨

تفسير القيم المفقودة : لقد تعمد المؤلف وضع بعض القيم المفقودة فى البيانات لكى يتم مضاهاة النتائج التى تم التوصل إليها بدون القيم المفقودة و المطبقة على (٨٤) حالة فى رسالة الدكتوراة الخاصة بالمؤلف ، بالنتائج المتوصل إليها فى هذا الكتاب بعد إضافة بعض القيم المفقودة و هى موزعة على أربعة حالات إضافية ليصل مجموع الحالات إلى (٨٨) حالة و الجدول التالى يوضح بعض من هذه الفروق ، بما يعنى إمكانية تأثير القيم المفقودة فى تغيير المصفوفة الارتباطية و كذلك بعض معاملات المسار و الذى يدعونا إلى ضرورة مراعاة القيم المفقودة فى حساباتنا و هى بالرغم من أنها لم تغير فى الاتجاه العام

للنتائج إلا أن تغير بعض القيم حتى و لو كان بمقدار طفيف قد يغير نتيجة ، و يمكن للقارئ إذا أراد مقارنة النموذج السببى الذى تم التوصل اليه فى هذا الكتاب بالنموذج السببى الذى تم التوصل إليه فى الرسالة الخاصة بالمؤلف:

المتغيرات المستقلة	المتغيران التابعان	معامل الارتباط بين المتغير المستقل والتابع (ر)		التأثيرات المباشرة معاملات المسار (م)		التأثيرات غير المباشرة (ر – م)	
		استبعاد أى حالة تحتوى على قيم مفقودة	فى حالة وجود قيم مفقودة	استبعاد أى حالة تحتوى على قيم مفقودة	فى حالة وجود قيم مفقودة	استبعاد أى حالة تحتوى على قيم مفقودة	فى حالة وجود قيم مفقودة
الخبرة التدريسية	الكفاءة الذاتية للمعلم	٠,١١٩	٠,١١٦	٠,٠٩٢	٠,٠٧٣	٠,٠٥٧	٠,٠٤٣
الرضا الوظيفى	الكفاءة الذاتية للمعلم	٠,٣٧١	٠,٣٩٣	٠,٠٧١	٠,٠٩	٠,٣٠٠	٠,٢٧٣
السلوك القيادى	الكفاءة الذاتية للمعلم	٠,٤٥٧	٠,٤٥٤	٠,٢١٢	٠,٢١٢	٠,٢٤٥	٠,٢٤٢
الشعور بالمشاركة الاجتماعية	الكفاءة الذاتية للمعلم	٠,٥١٩	٠,٤٤٣	٠,٣٨٢	٠,٣٨٣	٠,١٣٧	٠,٠٦
وجهة الضبط	الكفاءة الذاتية للمعلم	٠,٣٥٦-	٠,٣١٨-	٠,١٧١-	٠,١٣٧-	٠,١٨٥-	٠,١٨١-
الاتجاه نحو رعاية وتعليم المعاقين	الكفاءة الذاتية للمعلم	٠,٠٧٢	٠,٠٩٤	٠,١٩٤	٠,٢١٣	٠,١٢٢-	٠,١١٩-
الاتجاه نحو التفاعل مع المعاقين	الكفاءة الذاتية للمعلم	٠,٠٣٤-	٠,٠٥٥-	٠,٢٧٣-	٠,٢٧٣-	٠,٢٣٩	٠,٢١٨
الكفاءة الذاتية للمعلم	التوافق الاجتماعى للتلاميذ	٠,٣٩٤	٠,٤١٨	٠,٢٧٠	٠,٢٧٠	٠,١٢٤	٠,١٤٨

ز-**التحقق من صحة النموذج** : سبق القول أنه فى حالة استخدام الكمبيوتر ممثلاً فى برنامج *SPSS* فى إجراء الصفوفة الارتباطية و معاملات المسار و معاملات التحديد فكل ما يجب أن نفعله لكى نتحقق من صحة النموذج و مساراته هو التحقق من صحة إدخال الدرجات الخام للكمبيوتر و ذلك بمقارنتها بالقيم الأصلية الموجودة فى السجلات .

ح- **تفسير النموذج المتحصل عليه** :

•بالنسبة للكفاءة الذاتية لدى معلمى التربية الخاصة كمتغير تابع : $ر^{٢}_{٩}$ = ٠,٤١ أى أن المتغيرات المستقلة موضوع الدراسة (الخبرة التدريسية – الرضا الوظيفى – السلوك القيادى – الشعور بالمشاركة الاجتماعية – وجهة الضبط – الاتجاه نحو رعاية وتعليم المعاقين – الاتجاه نحو تكوين العلاقات والتفاعل مع المعاقين)أسهمت بنسبة ٤١ ٪ فى التأثير السببى على شعور المعلم بكفائته الذاتية ، وبذلك نجد أن $ع^{٢}_{٩ . ب}$ = ١ – ٠,٤١ = ٠,٥٩ ، وهو ما يعنى أن المتغيرات التى لم تدخل الدراسة (البواقى) أسهمت بنسبة ٥٩ ٪ فى التأثير السببى على الكفاءة الذاتية .

•بالنسبة للتوافق الاجتماعى لدى التلاميذ كمتغير تابع : $ر^{٢}_{١٠}$ = ٠,٣٢ ، أى أن المتغيرات المستقلة (الخبرة التدريسية للمعلم – الرضا الوظيفى للمعلم – السلوك القيادى للمعلم – شعور المعلم بالمشاركة الاجتماعية – الاتجاه نحو رعاية المعاقين وتعليمهم – الاتجاه نحو التفاعل مع المعاقين – الاتجاه نحو خصائص وقيم المعاقين – الكفاءة الذاتية للمعلم) أسهمت بنسبة ٣٢ ٪ فى التأثير السببى على التوافق الاجتماعى لدى التلاميذ،وبذلك فإن $ع^{٢}_{١٠ . ب}$ = ١ – ٠,٣٢ = ٠,٦٨ وهو ما يعنى أن متغيرات البواقى أسهمت بنسبة ٦٨ ٪ فى التأثير السببى على التوافق الاجتماعى لدى التلاميذ .

• فالنموذج السببى الذى تم التوصل إليه يشير إلى أن هناك بعض المتغيرات المهمة التى تؤثر فى شعور معلم التربية الخاصة بقدرته على التدريس و التعامل مع تلاميذه ذوى الاحتياجات الخاصة و هذه المتغيرات هى (الخبرة التدريسية – الرضا الوظيفى – السلوك القيادى – الشعور بالمشاركة الاجتماعية – وجهة الضبط – الاتجاه نحو رعاية وتعليم المعاقين – الاتجاه نحو تكوين العلاقات والتفاعل مع المعاقين) و التى أسهمت بنسبة ٤١ ٪ فى التأثير السببى على شعور المعلم بكفائته الذاتية، كما أن هذا المتغير الأخير له تأثير إيجابى فى تنمية التوافق الاجتماعى لدى التلاميذ و من ثم توجه رسالة الى المسئولين بضرورة الاهتمام بالمتغيرات السابقة الخاصة بهذا المعلم و تنميتها حتى يظهر مردودها على تلاميذه ، و لمزيد من التفسير يمكن اللجوء إلى رسالة الدكتوراة الخاصة بالمؤلف .

الفصل السادس

الإحصاء الاستدلالى

إن معالجتنا للبيانات الإحصائية التى نحصل عليها لا تقتصر على مجرد وصف هذه البيانات و معرفة توزيعها أو تمثيلها بيانياً أو معرفة متوسطها و انحرافها المعيارى و غيرها من المعالجات الإحصائية الوصفية الخاصة بهذه البيانات، و لكننا نحتاج أيضاً إلى معرفة معلومات أخرى أكثر تعمقاً ، فمثلاً إذا حسبنا متوسط درجات الذكاء لدى تلاميذ الصف الرابع الابتدائى بمحافظة قنا، إننا فى هذه اللحظة المفروض أن نجمع درجات الذكاء لكل تلاميذ الصف الرابع الابتدائى بمحافظة قنا و هو ما يسمى الأصل الكلى *population* الذى تحدثنا عنه عند الحديث عن العينات .

و لكن فى الواقع نجد صعوبات كثيرة فى تجميع درجات الذكاء لكل تلاميذ الصف الرابع الابتدائى بمحافظة قنا فقد يصل عدد هؤلاء التلاميذ إلى ١٠٠٠٠ تلميذ ، و لذلك فان العلم لم يقف مكتوف الأيدى أمام هذه الصعوبة و قدم الحل لذلك و هو ما يسمى بالعينة *sample* و التى تعنى اختيار مجموعة من الأصل الكلى بحيث أن الخاصية التى سنصف بها هذه المجموعة نصف بها الأصل الكلى أيضاً ، ففى مثالنا السابق و حيث أننا لم نستطع الحصول على بيانات ١٠٠٠٠ تلميذ فإننا نختار مجموعة منهم (عينة) عددها مناسب و ليكن العدد ٥٠٠ تلميذ بحيث تتوافر فيها شروط التمثيل و العشوائية التى تحدثنا عنها ، و عندما نحسب متوسط الذكاء لتلاميذ هذه العينة فان هذا المتوسط يمثل متوسط الذكاء لدى الأصل الكلى لتلاميذ الصف الرابع الابتدائى بمحافظة قنا و بذلك نكون قد وفرنا الوقت و الجهد ، و قيامنا بحساب متوسط ذكاء تلاميذ العينة ليس الهدف منه وصف الذكاء لتلاميذ العينة فقط و لكن الهدف الرئيسى هو القيام باستدلالات عن متوسط الأصل الكلى المسحوبة منه العينة.

، و بالتالى يصبح لدينا وصف للعينة (متوسط درجات ذكاء العينة مثلاً) و فى هذه الحالة يسمى المتوسط إحصاءة *statistic* فأى وصف للعينة يسمى إحصاءة ، ووصف للأصل الكلى

(متوسط ذكاء الأصل الكلى) ، و فى هذه الحالة يسمى المتوسط بارامتر ***parameter*** فأى وصف للأصل الكلى يسمى بارامتر ، و كلما انحرفت إحصاءة العينة عن بارامتر الأصل الكلى الذى سحبت منه العينة كلما كان هناك خطأ فى التقدير و الذى يسمى الخطأ المعيارى.

و لقد أوضح العديد من العلماء أن هناك مهمتين أساسيتين للإحصاء الاستدلالى هما التقدير ***estimation*** ، و اختبار الفروض ***hypothesis testing*** ، كالتالى:

١-التقدير : لقد أشار *(morques,2003,67)* أن التقدير يعنى تقدير بارامتر للأصل الكلى باستخدام إحصاء عينة و التى تعد قيمة وحيدة فى هذه اللحظة ، كما أوضح *(kim,1992,114-116)* أن التقدير يعنى تحديد نقطة أوقيمة وحيدة فمثلاً متوسط الدخل لدى كل الأوروبيين ربما يقدر *estimated* من بيانات جدول الرواتب لـ ٥٠٠ شركة . و ربما يشمل التقدير مهمة متعدد الأبعاد كتحديد المتوسط و الانحراف المعيارى مثلا . و حدد ***kim*** مهمة أخرى للإحصاء الاستدلالى و لكنها مرتبطة بالتقدير و هى الوضع ***localization*** ، و فيها نهتم بوضع البارامتر ضمن مدى و ليس تحديد قيمة وحيدة له ، حيث نحدد فترة ***interval*** من المحتمل أن تحوى بارامتر الأصل الكلى ، ويضرب ***kim*** مثالاً على ذلك بالقول أنه ربما يود شخص معرفة امكانية وقوع درجة الحرارة فى منتجع من المنتجعات بين الدرجتين ٢٢-٣٣ ،و أوضح *(peers,1996,86)* أن التقدير يوجه سؤالاً حول قيمة بارامتر الأصل الكلى فمثلاً: ما هو متوسط تحصيل الرياضيات فى أصل كلى معين ، كما أوضح *(frank &althoen,1994,327)* أن التقدير كمهمة من مهمتى الإحصاء الاستدلالى يجيب على سؤال : ما هى قيمة البارامتر θ .

و بذلك نرى أنه عند السؤال عن متوسط الذكاء لدى تلاميذ الصف الرابع الابتدائى فاننا أجرينا إحدى مهمتى الاحصاء الاستدلالى و هى التقدير .

٢- اختبار الفروض : المهمة الأخرى للاحصاء الاستدلالى هى اختبار صحة الفروض(حاول أن تراجع الجزء الخاص بالفروض فى الفصل الثانى) .

و على ذلك فان هدف الإحصاء الاستدلالى هو معرفة دلالة الفروق بين إحصاءة العينة و بارامتر الأصل الكلى اعتماداً على الخطأ المعيارى فكلما زادت قيمة الخطأ المعيارى زاد الانحراف بين إحصاءة العينة(المتوسط مثلاً) و بارامتر الأصل المقابلة له و بالتالى لا يمكننا الاستدلال من إحصاءة العينة ببارامتر الأصل الكلى و العكس صحيح فكلما قلت قيمة الخطأ المعيارى كلما استطعنا أن نستدل من إحصاءة العينة ببارامتر الأصل الكلى المقابلة له و كل مقياس إحصائى له خطأه المعيارى الخاص و فيما يلى أمثلة لبعض الأخطاء المعيارية :

١- الخطأ المعياري للمتوسط :

يتم حساب الخطأ المعيارى للمتوسط ($خ_م$) من المعادلة:

$$خ_م = \frac{ع}{\sqrt{ن}} \quad .....(٦-١)$$

حيث ع الانحراف المعيارى لدرجات العينة ، ن حجم العينة .

لو أن لدينا عينة عدد بياناتها ٤٦ ، و الانحراف المعيارى لها ١٣,٢ فالخطأ المعيارى $خ_م$ =١,٩٥ .

٢- الخطأ المعيارى للانحراف المعيارى :

يتم حساب الخطأ المعيارى للانحراف المعيارى ($خ_ع$) من المعادلة:

$$خ_ع = \frac{ع}{\sqrt{٢ن}} \quad .....(٦-٢)$$

حيث ، ع الانحراف المعيارى لدرجات العينة ، ن حجم العينة .

لو أن لدينا عينة عدد بياناتها ٤٦ ، و الانحراف المعيارى لبياناتها ١٣,٢ فالخطأ المعيارى للانحراف المعيارى $خ_ع$ =١,٣٨.

٣-الخطأ المعيارى لمعامل الارتباط :

يتم حساب الخطأ المعيارى لمعامل الارتباط ($خ_ر$) من المعادلة:

$$خ_ر = \frac{1-ر^2}{\sqrt{ن}} \quad .....(6-3)$$

حيث ر معامل الارتباط بين بيانات العينتين، ن عدد أزواج البيانات في العينتين .

لو أن لدينا عينتين عدد أزواج بياناتهما ٧٢ ، و كان معامل الارتباط بين بيانات العينتين ٠,٦٥ ، فإن الخطأ المعيارى لمعامل الارتباط $خ_ر$ = ٠,٠٦٨.

٤- الخطأ المعيارى للفرق بين متوسطين :

أ- فى حالة متوسطين مرتبطين:

المتوسطان المرتبطان هما متوسطان لمجموعتين مختلفتين من البيانات و لكن على نفس المجموعة من الأفراد (مثل البيانات التى تؤخذ قبل تطبيق برنامج معين و بعده) و سنتعرف على هذا المفهوم أكثر عند التعرض لاختبار "ت" فى مواضع تالية من هذا الفصل و يتم حساب الخطأ المعيارى للفرق بين متوسطين مرتبطين ($خ_{م_1-م_2}$) من المعادلة:

$$خ_{م_1-م_2} = \sqrt{خ^2_{م_1} + خ^2_{م_2} - (2 \times ر \times خ_{م_1} \times خ_{م_2})} \quad .....(6-4)$$

حيث $خ_{م_1}$ الخطأ المعيارى لمتوسط درجات العينة الأولى ، $خ_{م_2}$ الخطأ المعيارى لمتوسط درجات العينة الثانية، ر معامل الارتباط بين درجات العينتين .

فإذا كان $خ_{م_1}$=٢,٣ ، $خ_{م_2}$=٣,٤ ، ر=٠,٦٤ ، فان:

$$خ_{م_1-م_2} = \sqrt{2,3^2 + 3,4^2 - (2 \times 0,64 \times 2,3 \times 3,4)} = 2,62$$

ب-فى حالة متوسطين غير مرتبطين:

المتوسطان غير المرتبطين هما متوسطان لمجموعتين مختلفتين من البيانات و على مجموعتين مختلفتين من الأفراد (مثل البيانات التى تؤخذ على مجموعتين إحداهما من الذكور و الأخرى من الإناث) و سنتعرف على هذا المفهوم أكثر عند التعرض لاختبار "ت" فى مواضع تالية من هذا الفصل .

و يتم حساب الخطأ المعيارى للفرق بين متوسطين ($\text{خ}_{\text{م}_1-\text{م}_2}$) من المعادلة:

$$\text{خ}_{\text{م}_1-\text{م}_2} = \sqrt{\frac{(\text{ن}_1-1)\,\text{ع}_1^2 + (\text{ن}_2-1)\,\text{ع}_2^2}{\text{ن}_1+\text{ن}_2-2} \times \left(\frac{1}{\text{ن}_1} + \frac{1}{\text{ن}_2}\right)} \quad \ldots\ldots(6-5)$$

م_1 ، ع_1^2 ، ن_1 متوسط و تباين و عدد بيانات المجموعة الأولى على الترتيب .

م_2 ، ع_2^2 ، ن_2 متوسط و تباين و عدد بيانات المجموعة الثانية على الترتيب .

و فى حالة $\text{ن}_1=\text{ن}_2=\text{ن}$ يصبح القانون فى الصورة التالية:

$$\text{خ}_{\text{م}_1-\text{م}_2} = \sqrt{\frac{\text{ع}_1^2 + \text{ع}_2^2}{\text{ن}}} \quad \ldots\ldots(6-6)$$

حيث ن عدد أفراد أى من العينيتين .

لو كان لدينا مجموعتين من التلاميذ المجموعة الأولى فيها ($\text{ن}_1=18$ ، $\text{م}_1=12.4$ ، $\text{ع}_1^2=6.4$) ، و المجموعة الثانية فيها ($\text{ن}_2=21$ ، $\text{م}_2=8.6$ ، $\text{ع}_2^2=5.6$) ، ما هو الخطأ المعيارى للفرق بين المتوسطين :

الحل :

$$\text{خ}_{\text{م}_1-\text{م}_2} = \sqrt{\frac{17\times 6.4 + 20\times 5.6}{18+21-2} \times \left(\frac{1}{18} + \frac{1}{21}\right)} = 0.78$$

و هناك العديد من الأساليب الإحصائية الاستدلالية الأكثر استخداماً لدى الباحثين و التى تستخدم فى الاستدلال عن خصائص الأصل الكلى (متوسط أو معامل ارتباط أو فرق بين متوسطين أو أكثر) من خصائص العينة و هذا الاستدلال يأخذ فى حسابه بالطبع الخطأ المعيارى للإحصاءة و يمكن عرض بعض من هذه الأساليب كالتالى :

أولاً: اختبار "ت"

t-test

يهدف اختبار ت إلى معرفة دلالة الفروق بين متوسطى مجموعتين من الدرجات على المتغير التابع ، و معرفة هل هذان المتوسطان ينتميان إلى أصل كلى واحد أم أصلين مختلفين ، و هاتان المجموعتان من الدرجات قد تكونان لمجموعتين مختلفتين من الأفراد

و يقال في هذه الحالة على المتوسطين أنهما مستقلان (غير مرتبطين)، أو تكون المجموعتان من الدرجات لنفس المجموعة من الأفراد و لكن في معالجتين مختلفتين ، مثل عدم مرور الأفراد لمعالجة ما (برنامج مثلاً) و قياس متغير عليهم ، ثم مرورهم بهذه المعالجة (البرنامج) و قياس المتغير مرة الأخرى و بالتالى يكون لدينا مجموعتين من الدرجات لنفس العينة من الأفراد .

متى أستخدم اختبار ت ؟

١- عندما يكون هناك مجموعتين من البيانات على الأكثر .

٢- عندما يكون مستوى قياس البيانات في كل من المجموعتين من النوع المسافى .

٣- أن يقترب توزيع بيانات المتغير التابع من الاعتدالية .

٤- أن يكون هناك تجانس بين العينتين (يمكن التغاضى عن هذا الشرط في حالة تساوى عدد بيانات العينة الأولى مع عدد بيانات العينة الثانية) .

٥- أما بالنسبة لعدد البيانات في كل مجموعة فاختبار ت غير مقيد بعدد لأنه يصلح للاستخدام للأعداد الصغيرة (أقل من ٣٠) ، و كذلك الأعداد الكبيرة (أكبر من ٣٠) و إن كان توزيع ت يقترب من التوزيع الاعتدالى في حالة الأعداد الكبيرة كما سبق و أوضحنا في الفصل الثانى.

ملاحظة

الإخلال بشرطى الاعتدالية و التجانس في اختبار ت قد يؤدى إلى حدوث أخطاء في القرارات الإحصائية من النوع الأول أو الثانى

و قبل توضيح حالات اختبار ت ينبغى أن نوضح بعض المفاهيم البسيطة كالتالى:

١- يقال لمجموعتين عدد بياناتهما ($ن_١$ ، $ن_٢$) أنهما متجانستان إذا كانت قيمة ف كما تحدد من المعادلة :

$$ف_{كوكران} = \frac{\text{التباين الكبير}}{\text{مجموع التباينين}} \quad ......(٦-٧)$$

غير دالة حيث أن التباين الكبير يمثل تباين درجات إحدى المجموعتين و هو يساوى مجموع مربعات انحرافات درجات إحدى المجموعتين عن متوسطها مقسوماً على درجات الحرية الخاصة بهذه المجموعة ،و التباين الآخر يمثل تباين درجات المجموعة الأخرى و يحسب بنفس الطريقة أى إذا كانت القيمة التى نتحصل عليها (المحسوبة) أقل من القيمة الجدولية المقابلة ل ف $_{كوكران}$ عند (متوسط عددى بيانات المجموعتين للصف، عدد التباينات=٢) للعمود .

ملاحظة
يمكن استخدام معادلة كوكران لأكثر من مجموعتين و تصبح نفس المعادلة و لكن مع استبدال المقام بمجموع التباينات ، و تكون القيمة الجدولية المقابلة ل ف $_{كوكران}$ عند (متوسط أعداد بيانات المجموعات للصف)، (عدد التباينات للعمود).

٢- المجموعتين المرتبطتين و المجموعتين غير المرتبطتين :يقال للمجموعتين أنهما مرتبطتان إذا كانت كلتا المجموعتين تحتوى على نفس الأفراد و لكن تم قياس متغير ما عليهم في موقفين مختلفين إحدى الموقفين تكون فيه معالجة ما و الموقف الآخر لا تكون فيه معالجة و لقد اتفق العلماء على تسمية ذلك (الدرجات القبلية و الدرجات البعدية أو الاختبار القبلى و الاختبار البعدى *pre-test & post-test* ، و كذلك يقال على المجموعتين أنهما مرتبطتان فى حالة التوائم ، أما المجموعتان غير المرتبطتين(المستقلتان) فيقال عليهما كذلك إذا كانت إحدى المجموعتين تحتوى على أفراداً مختلفين عن المجموعة الأخرى .

حجم التأثير لاختبار ت *size effect* :

إن اختبار ت يصنف الإجراء التجريبى إلى نوعين من المتغيرات أحدهما مستقل و هو المتغير التصنيفى مثل نوع المعالجة(تعزيز—عدم تعزيز) أو الجنس(ذكر-أنثى) ، أو نوع التعليم الثانوى (عام-فنى) ،و الاخر تابع و هو المتغير الأصلى الذى نسعى إلى إيجاد الفروق بين المجموعتين فيه ، و حجم التأثير يبين نسبة إسهام المتغير المستقل فى تباين المتغير التابع ، فنتيجة اختبار ت وحدها لا تكفى لإعطاء معلومات وافية فمعرفتنا بأن

هناك فروق دالة أو غير دالة يعد جزء من المعلومات التى نود معرفتها ، و لكن ينبغى أن نكمل ذلك بما يسمى حجم التأثير أى إلى أى مدى يسهم التغير المستقل فى التأثير على المتغير التابع و هى الفكرة التى طرحها (رشدى فام منصور،١٩٩٧) فى بحثه ، و على ذلك فان على الباحث ألا يكتفي بحساب النسبة التائية و إنما يكمل ذلك بمعرفة حجم تأثير المتغير المستقل فى تباين المتغير التابع كما سيتضح عند عرض الأمثلة التالية :

١-استخدام اختبار ت للتعرف على دلالة الفرق بين متوسط عينة ما و محك ثابت يتم تحديده :

القانون المستخدم : ت= $\frac{\text{م} - \text{س}}{\text{خ}_{\text{م}}}$ .....(٦-٨)

حيث أن ت تمثل النسبة التائية ، م متوسط العينة ، س القيمة الثابتة ، $\text{خ}_{\text{م}}$ الخطأ المعيارى للمتوسط ،و درجات الحرية =ن-١ ، حيث ن عدد بيانات العينة.

مثال(٦-١):طبق باحث اختباراً فى العصابية على مجموعة من المفحوصين عددهم ٢٠ مفحوصاً ، فحصل على البيانات الآتية .

المفحوصون	أيمن	هناء	فاطمة	مؤمن	عبده	محمد	ندى	منار	مريم	منة
العصابية	٦٢	٤٨	٣٠	٣٨	٣٩	٤٠	٤٦	٢٢	٤٠	٣٨
المفحوصون	قصى	مهند	تامر	اسلام	مؤمن	ريم	هند	يمنى	بتول	الاء
العصابية	٥٠	١٩	٤١	٤٢	٧٢	١٧	٦٦	٢٤	٣٥	٤٥

و المطلوب اختبار الفرض البحثى : يختلف متوسط درجات المجموعة فى العصابية عن الدرجة ٣٩ .

الطريقة اليدوية :

الخطوة الأولى : التحقق من توافر شروط اختبار ت :

الشرط الأول : توجد مجموعة واحدة يتم مقارنتها بقيمة ثابتة ،الشرط الثانى : الدرجات من القياس الفترى ،الشرط الثالث : معامل التواء التوزيع = ٠,٤٠٣ ، و من ثم يقترب التوزيع من الاعتدالية ،الشرط الرابع :بالنسبة لشرط التجانس فهو غير مطلوب لأنها مجموعة واحدة فقط .

تدريب

تحقق من اعتدالية التوزيع فى ضوء ما درسته فى الفصل الثانى

الخطوة الثانية: يتم حساب كل من م ، خم ، و بعد حسابهما وجد أن قيمتهما تتحدد كالتالى: م =٤٠,٧ ، خ م =٣,٢٨ .

تدريب

تحقق من قيمة المتوسط و الخطأ المعيارى السابقين

الخطوة الثالثة : تطبيق القانون كالتالى:

$$ت= \frac{م - س}{خ\ م} = \frac{٤٠,٧-٣٩}{٣,٢٨} =٠,٥١٨$$

استخدام *SPSS* .

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغير المطلوب معالجته إحصائياً ، و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص من خلال الجدول التالى و الموضح أيضاً بالشاشة كالتالى:

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
عصابية	رقمى	٨	٠	العصابية لدى ٢٠ مفحوص	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج

6-1 - SPSS Data Editor

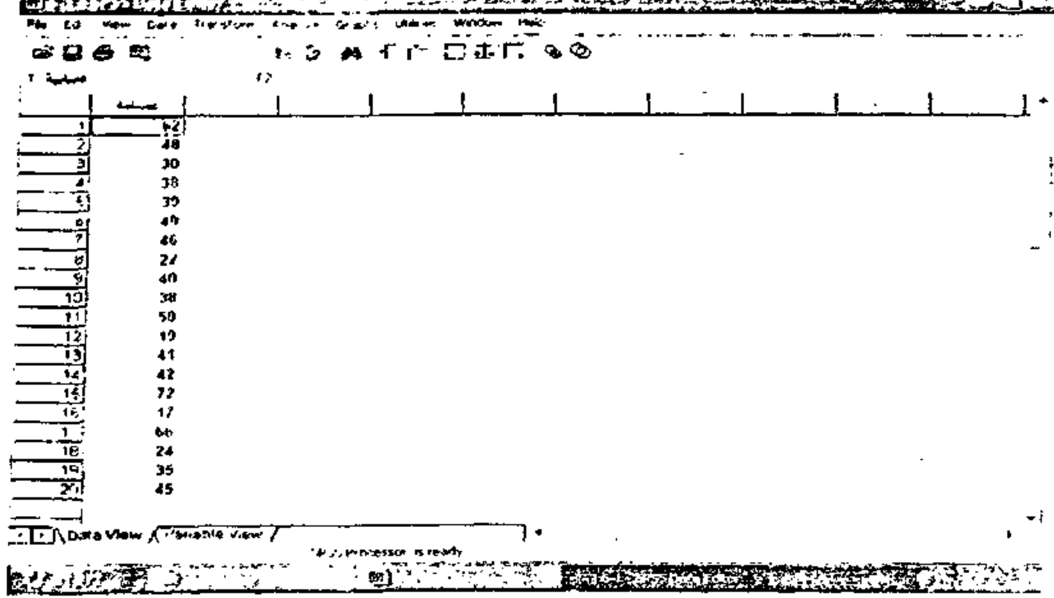
File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

	Name	Type	Width	Decimal	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure
1	عصابية	Numeric	8	0	العصابية لدى ٢٠ مفحوص	None	None	8	Right	Scale

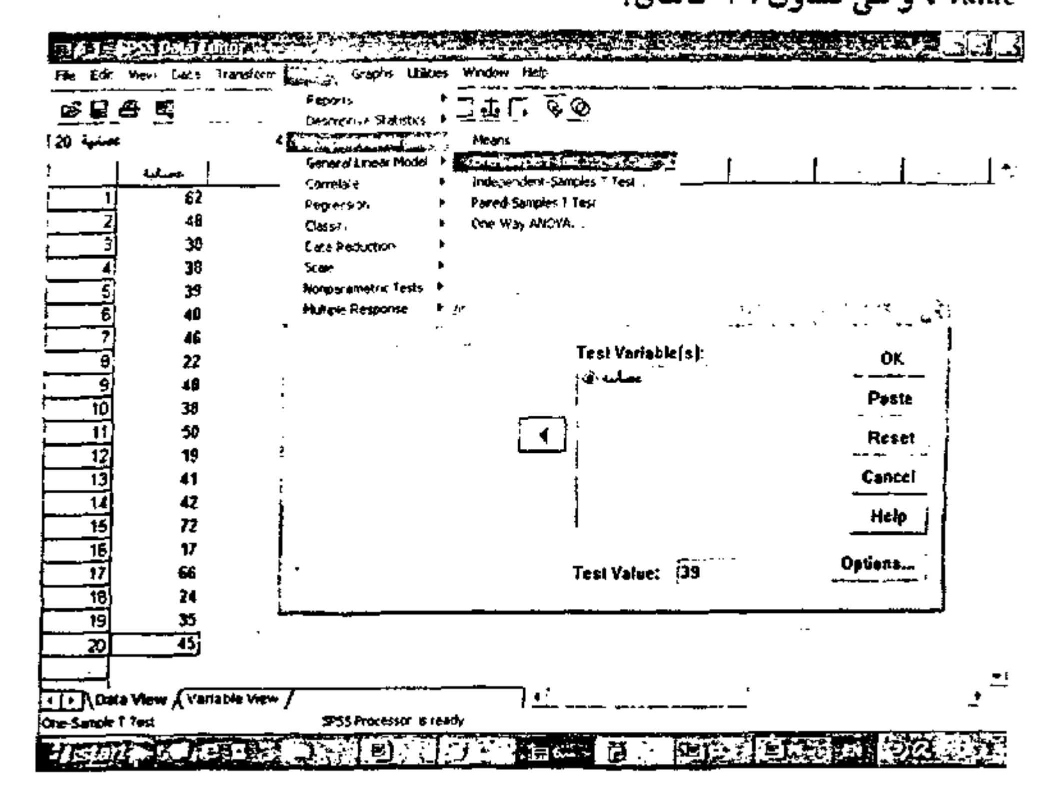
Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

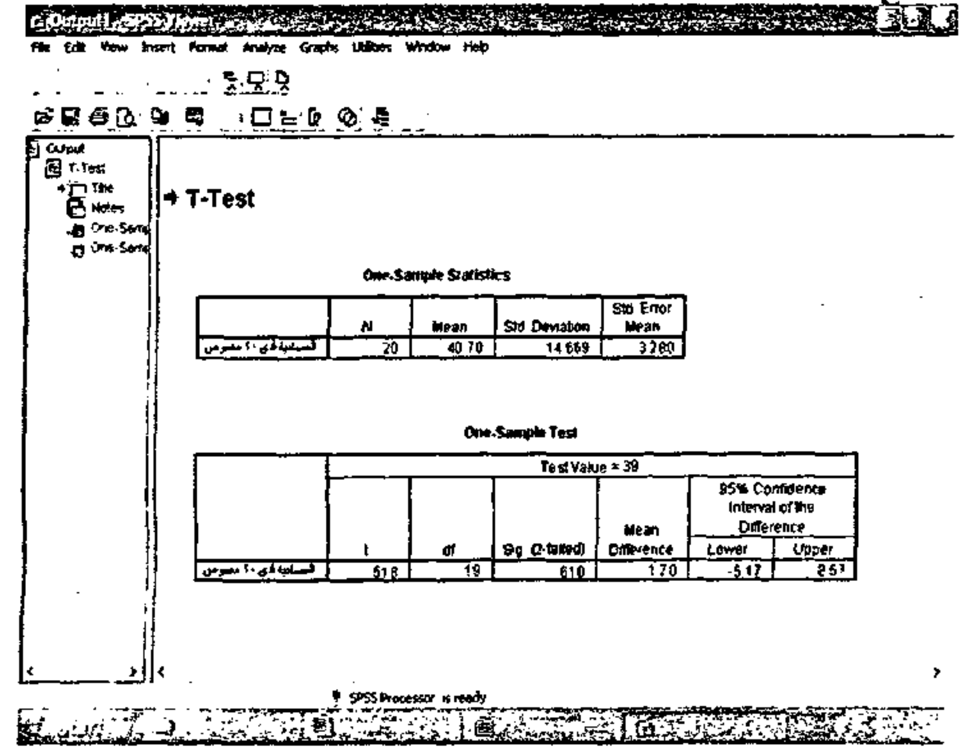
الخطوة الثانية : يتم الانتقال إلى شاشة *data view* لتدوين بيانات المتغير كما بالشكل :



الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر *analyze* نختار الأمر الفرعي *compare means* ثم الأمر الفرعي *one-sample t –test...* ، سيظهر مربع حوار كما بالشكل ، ندخل المتغير (عصابية) إلى المربع المسمى *test variable(s)* ، ثم نحدد القيمة الثابتة أمام الخانة *test value* ، و هى تساوى ٣٩ كالتالى:



الخطوة الرابعة : بعد الضغط على الذرار *ok* نحصل على النتيجة الموضحة فى شاشة النتائج التالية :



One-Sample Statistics

	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
[illegible]	20	40.70	14.669	3.280

One-Sample Test

	Test Value = 39					
	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	95% Confidence Interval of the Difference Lower	Upper
[illegible]	.518	19	.610	1.70	-5.17	8.57

مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *SPSS* :

	الطريقة اليدوية	طريقة *SPSS*
قيمة ت	٠,٥١٨	٠,٥١٨
الدلالة	ت المحسوبة = ٠,٥١٨ > ت الجدولية(درجات حرية ١٩، مستوى ٠,٠١، دلالة الطرفين) = ٢,٨٦١ إذاً ت غير دالة عند مستوى ٠,٠١ ،ت المحسوبة = ٠,٥١٨ > ت الجدولية(درجات حرية ١٩، مستوى ٠,٠٥ ، دلالة الطرفين) = ٢,٠٩٣ ،إذاً ت غير دالة عند مستوى ٠,٠٥	منطقة الشك =٠,٦١٠ عند دلالة الطرفين إذاً ت غير دالة
الفرض المصاغ	رفض الفرض الذى تمت صياغته يختلف متوسط المجموعة بصورة دالة عن ٣٩ .	

التفسير التربوى لقيمة ت المتحصل عليها :

إن هذا النوع من الفروض قد يفيد فى حالة التشخيص الجماعى فإذا كانت الدرجة الطبيعية لمتغير العصابية هى ٣٩ فإن درجات هؤلاء الأفراد بصفة عامة على متغير العصابية تشير إلى أنهم طبيعيون ، على الرغم من تفاوتهم بعض الشئ فى درجة العصابية .

٢-استخدام اختبار ت للتعرف على دلالة الفرق بين متوسطى مجموعتين غير مرتبطتين و غير متساويتين فى عدد بياناتهما :

القانون المستخدم:

$$ت = \frac{م_١ - م_٢}{\sqrt{\frac{(ن_١ - ١)ع_١^٢ + (ن_٢ - ١)ع_٢^٢}{ن_١ + ن_٢ - ٢}\left(\frac{١}{ن_١} + \frac{١}{ن_٢}\right)}} \quad \text{....(٦-٩)}$$

حيث : $ن_١$ ، $م_١$ ، $ع^٢_١$ عدد بيانات و متوسط و تباين درجات المجموعة الأولى .

$ن_٢$، $م_٢$ ، $ع^٢_٢$ عدد بيانات و متوسط و تباين درجات المجموعة الثانية.

درجات الحرية =ن١+ن٢-٢ .

مثال(٦-٧): أراد باحث أن يتعرف على أثر برنامج تدريبى لتنمية المهارات المعرفية لدى طلاب الجامعة ، فاختار مجموعتين متكافئتين من الطلاب ، المجموعة التجريبية و التى تم تطبيق البرنامج عليها و من ثم تم قياس المهارات المعرفية عليهم و عددهم (١٦ طالب) ، و المجموعة الضابطة و التى لم يتم تطبيق البرنامج عليهم و تم قياس المهارات المعرفية عليهم و عددهم (١٩ طالب) ، و كانت بياناتهم كالتالى:

المجموعة الأولى				المجموعة الثانية			
الأفراد	الدرجات	الأفراد	الدرجات	الأفراد	الدرجات	الأفراد	الدرجات
١	١٥	١١	٤٦	١	٤٠	١١	٢٠
٢	٤٧	١٢	٣٥	٢	٣٣	١٢	١٧
٣	٥٦	١٣	٣٩	٣	١٢	١٣	٣٨
٤	٣٠	١٤	١٣	٤	٥٥	١٤	٣٣
٥	٤٩	١٥	٤٢	٥	٣٧	١٥	٢٩
٦	٥٥	١٦	١٧	٦	٤١	١٦	٥٠
٧	٤٥			٧	٩	١٧	٢٥
٨	١٢			٨	٣٩	١٨	٢٩
٩	٤٠			٩	٤٢	١٩	١١
١٠	٥٢			١٠	٥٢		

والمطلوب اختبار الفرض البحثى : توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطى درجات المجموعة التجريبية و المجموعة الضابطة على مقياس المهارات المعرفية .

الطريقة اليدوية :

الخطوة الأولى : التحقق من توافر شروط اختبار ت :

الشرط الأول : توجد مجموعتين من الدرجات ،الشرط الثانى : الدرجات فى المجموعتين من القياس المسافى ،الشرط الثالث : نتحقق من شرط الاعتدالية عن طريق معامل الالتواء ،و بعد حساب معامل الالتواء وجد أن قيمته فى المجموعتين = -٠,٦٢٥ ، -٠,١٩٤ ، و من ثم يقترب التوزيع فى المجموعتين من الاعتدالية ، الشرط الرابع :يتم التحقق من شرط التجانس كالتالى:

$ف_{كوكران}$ (المحسوبة)= ٤٢١,٣٩/٢٣١,٦٦=٠,٥٥ ، حيث يمثل البسط التباين الكبير ، أما المقام فيمثل مجموع التباينين معاً ، و إذا كان هناك أكثر من مجموعتين يستبدل مجموع التباينين بمجموع تباينات كل المجموعات .

و بالبحث عن دلالة $ف_{كوكران}$ عند درجات حرية ٢ للصف(عدد المجموعات)و ١٨ للعمود (عبارة عن متوسط عدد درجات المجموعتين معاً أى : ١٦+١٩/٢ = ١٧,٥ و هو مقرب إلى ١٨)و عند مستوى ٠,٠٥ نجد أن $ف_{كوكران}$ (الجدولية) =٠,٧٢٨، و بالتالى فإن $ف_{كوكران}$ غير دالة و من ثم فالعينتان متجانستان .

الخطوة الثانية: يتم حساب كل من $م_١$ ، $م_٢$ ، $ع^٢_١$ ، $ع^٢_٢$ و بعد حسابهم وجد قيمهم كالتالى: $م_١$ = ٣٧,٠٦ ، $م_٢$ = ٣٢,٢١ ، $ع^٢_١$ = ٢٣١,٦٦ ، $ع^٢_٢$ = ١٨٩,٧٣.

تدريب
تحقق من قيم الاحصاءات المتوصل إليها فى الخطوتين السابقتين

الخطوة الثالثة : التطبيق فى القانون كالتالى:

$$ت = \frac{٣٧,٠٦-٣٢,٢١}{\sqrt{\frac{١٥\times٢٣١,٦٦+١٨\times١٨٩,٧٣}{١٦+١٩-٢}\left(\frac{١}{١٦}+\frac{١}{١٩}\right)}} = ٠,٩٩$$

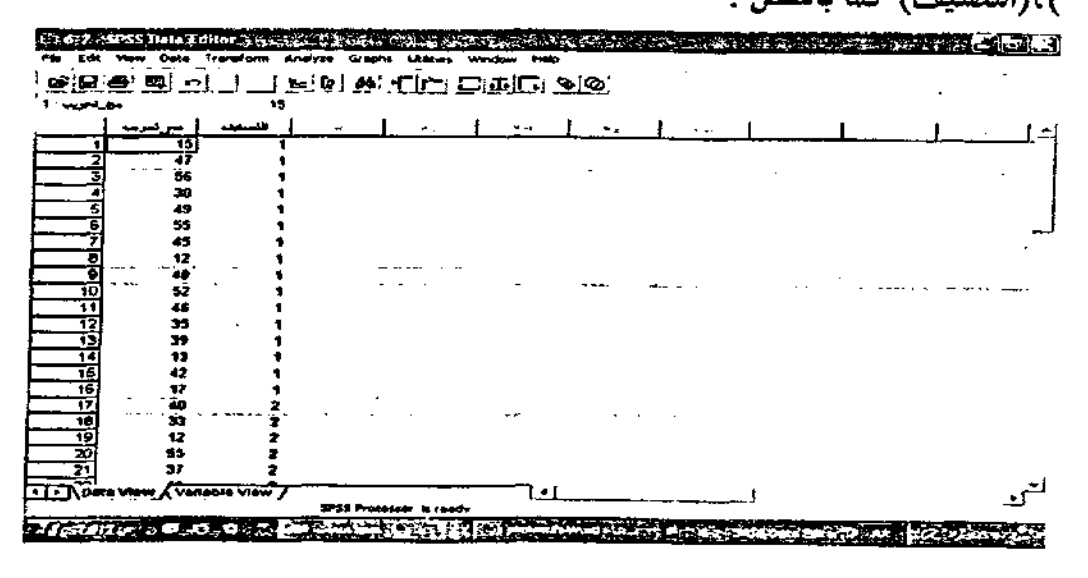
استخدام *SPSS* :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغيرين المطلوب معالجتهما إحصائياً ، و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص من خلال الجدول التالى و الموضح أيضا بالشاشة كالتالى:

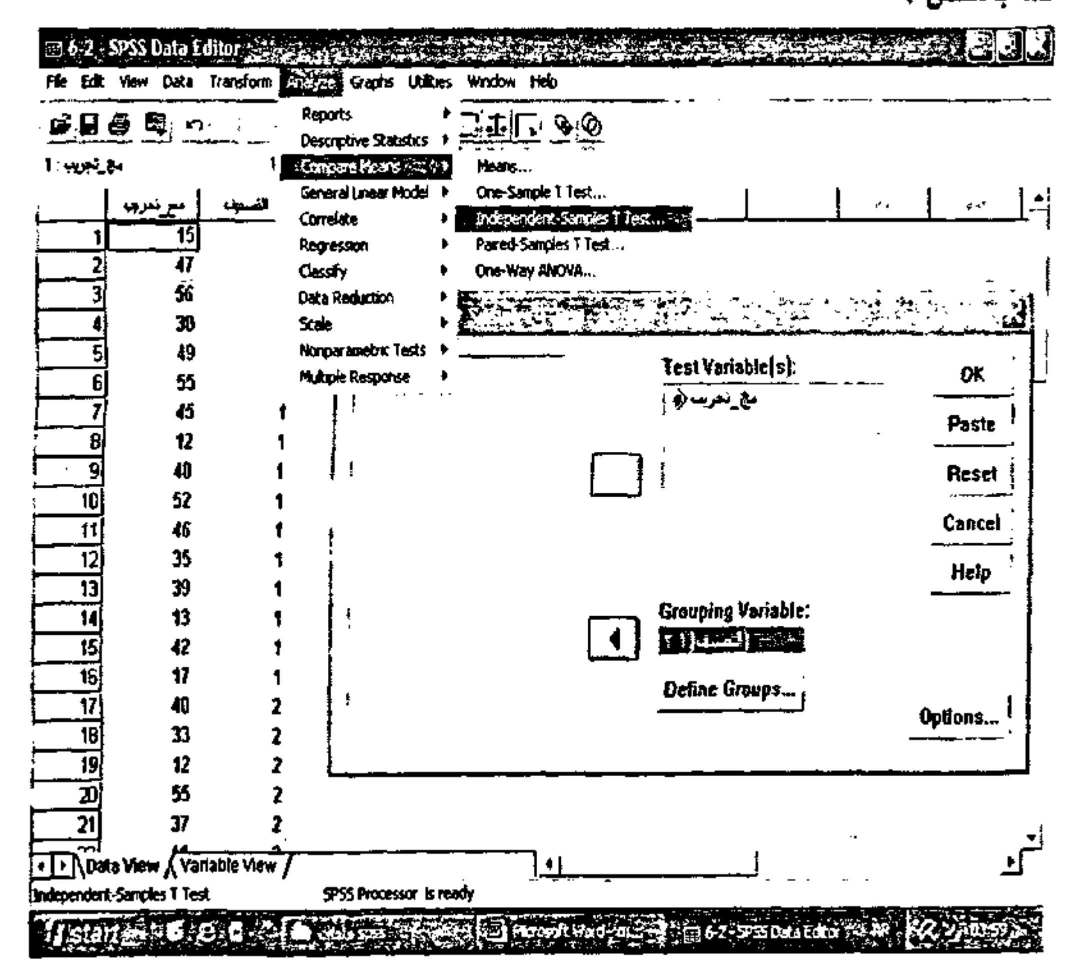
الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
مهارات	رقمى	٨	٠	درجات ٣٥ مفحوص في متغير المهارات المعرفية	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج
التصنيف	رقمى	٨	٠	تصنيف بيانات متغير المهارات المعرفية إلى ضابطة و تجريبية	(١، تجريبية، ٢، ضابطة)	لا يوجد	٨	يمين	إسمى

	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure
1	[illegible]	Numeric	[illegible]	0	[illegible]	None	None	[illegible]	Right	Scale
2	[illegible]	Numeric	[illegible]	0	[illegible]	[illegible]	None	[illegible]	Right	Nominal

الخطوة الثانية : يتم الانتقال إلى شاشة *data view* لتدوين بيانات المتغيرين (مهارات)،(التصنيف) كما بالشكل :



الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر *analyze* نختار الأمر الفرعى *compare means* ثم الأمر الفرعى *independent-samples t test* ، سيظهر مربع حوار ، ندخل المتغير (مهارات) إلى المربع *test variable(s)* ، و المتغير (التصنيف) إلى المستطيل الصغير *grouping variable* ، و الذى يظهر و أمامه علامتا استفهام (؟ ؟) بما يعنى يحتاج المتغير إلى تعريف لذلك يوجد أسفل المستطيل الصغير أيقونة تسمى *define groups* بالضغط عليها يظهر مربع حوار فرعى يتم فيه تعريف متغير التصنيف بأن ١ تعنى المجموعة الأولى (التجريبية) ، و ٢ تعنى المجموعة الثانية (الضابطة) ، ثم نضغط على الذرار *continue* لإخفاء هذا المربع الحوارى الفرعى و الإبقاء على مربع الحوار الأساسى كما بالشكل :



الخطوة الرابعة : بعد الضغط على الذرار *ok* نحصل على النتيجة الموضحة فى شاشة النتائج التالية :

Output1 - SPSS Viewer

File Edit View Insert Format Analyze Graphs Utilities Window Help

T-Test

Group Statistics

	تصنيف عينات متغير المهارات المعرفية إلى ضابطة وتجريبية	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
درجات المفحوصين في متغير المهارات المعرفي	تجريبية	16	37.06	15.220	3.805
	ضابطة	19	32.21	13.774	3.160

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means				
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference
درجات المفحوصين في متغير المهارات المعرفي	Equal variances assumed	.287	.596	.990	33	.330	4.85	4.903
	Equal variances not assumed			.981	30.669	.334	4.85	4.946

SPSS Processor is ready

مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *SPSS* :

	الطريقة اليدوية	طريقة *SPSS*
قيمة ت	٠,٩٩	٠,٩٩
الدلالة	ت $_{\text{المحسوبة}}$ = ٠,٩٩ < ت $_{\text{الجدولية}}$(درجات حرية ٣٣، مستوى ٠,٠١ ، دلالة الطرفين) = ٢,٧٢٤ ، إذا ت غير دالة عند مستوى ٠,٠١ . ت $_{\text{المحسوبة}}$ = ٠,٩٩ < ت $_{\text{الجدولية}}$(درجات حرية ٣٣، مستوى ٠,٠٥ ، دلالة الطرفين) = ٢,٠٣٠ ، إذا ت غير دالة عند مستوى ٠,٠٥ .	منطقة الشك =٠,٣٣٠ ، لدلالة الطرفين . ت غير دالة .
الفرض المصاغ	رفض الفرض الذى تمت صياغته توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطي درجات المجموعة التجريبية و المجموعة الضابطة على مقياس المهارات المعرفية .	

تفسير النتيجة المتحصل عليها تربويا :النتيجة تشير إلى عدم وجود فروق بين متوسطى درجات المجموعة التجريبية و المجموعة الضابطة على مقياس المهارات المعرفية بما يعنى أن البرنامج التدريبى الذى تم إعداده لا يسهم فى تنمية المهارات المعرفية لدى طلاب الجامعة ،و قد يكون السبب فى ذلك إلى ضعف الأنشطة التضمنة فى البرنامج أو عدم استجابة المفحوصين لها أو صغر حجم العينة أو ظروف متعلقة بالموقف الاختبارى نفسه .

٣- استخدام اختبار ت للتعرف على دلالة الفرق بين متوسطى مجموعتين غير مرتبطتين و متساويتين فى عدد بياناتهما :

القانون المستخدم:

$$ت = \frac{م_1 - م_2}{\sqrt{\frac{ع_1^2 + ع_2^2}{ن}}} \quad .....(٦-١٠)$$

$م_1$ ، $ع_1^2$ متوسط و تباين درجات المجموعة الأولى ،$م_2$ ، $ع_2^2$ متوسط و تباين درجات المجموعة الثانية، درجات الحرية =٢ن-٢ ، حيث ن عدد أفراد كل مجموعة .

مثال (٦-٤): أراد باحث أن يتعرف على أثر برنامج تدريبى لتخفيف مشكلة *ADHD* لدى تلاميذ المرحلة الابتدائية ، فاختار مجموعتين متكافئتين من التلاميذ ذوى مشكلة *ADHD* ، المجموعة التجريبية و التى تم تطبيق البرنامج عليها و من ثم تم قياس *ADHD* عليهم و عددهم (١٦تلميذ) ، و المجموعة الضابطة و التى لم يتم تطبيق البرنامج عليهم و تم قياس *ADHD* عليهم أيضاً و عددهم (١٦ تلميذ) ، و كانت بياناتهم كالتالى:

المجموعةالتجريبية				المجموعة الضابطة			
الأفراد	الدرجات	الأفراد	الدرجات	الأفراد	الدرجات	الأفراد	الدرجات
١	٢٣	٩	١٧	١	٤٨	٩	٢٦
٢	١٤	١٠	٣٢	٢	٢٢	١٠	٣٦
٣	١٧	١١	٢٩	٣	٢٠	١١	٢٧
٤	٣٥	١٢	١٨	٤	٣٠	١٢	٤٦
٥	١٥	١٣	٣٩	٥	٢٩	١٣	٤٠
٦	٣٢	١٤	٣٨	٦	٣٨	١٤	٤١
٧	١٥	١٥	٢١	٧	٢٥	١٥	٢٠
٨	١٣	١٦	٣١	٨	٤٤	١٦	٣٩

والمطلوب اختبار الفرض البحثى : لا يوجد فروق بين متوسطى درجات المجموعة التجريبية و الضابطة على مشكلة *ADHD* .

ملاحظة

مشكلة *ADHD* هى مشكلة سلوكية لدى الأطفال و حتى سن ١٨ سنة ،و المصطلح يعنى *Attention Deficit Hyperactivity Disorder* أى اضطراب عجز الانتباه المصحوب بالنشاط الحركى الزائد ، و لمزيد من التفاصيل عن هذا المصطلح يمكن الإطلاع على المصدرين التاليين الخاصين بالمؤلف(حجاج غانم ،٢٠٠١؛حجاج غانم ،٢٠٠٥) .

الطريقة اليدوية :

الخطوة الأولى : التحقق من توافر شروط اختبار ت :

الشرط الأول : توجد مجموعتين من الدرجات ،الشرط الثانى : الدرجات فى المجموعتين من القياس الفترى ،الشرط الثالث : نتحقق من شرط الاعتدالية عن طريق معامل الالتواء ،و بعد حساب معامل الالتواء وجد أن قيمته فى المجموعتين = ٠,٢٩٧، ٠,٠٤٥، و من ثم يقترب التوزيع فى المجموعتين من الاعتدالية ،الشرط الرابع :بما أن المجموعتين متساويتين فى عدد بياناتهما ، لذلك فتأثير شرط التجانس يكون ضعيفاً .

الخطوة الثانية: يتم حساب كل من $م_{١}$ ، $م_{٢}$ ، $ع^{٢}_{١}$ ، $ع^{٢}_{٢}$ و بعد حسابهم وجد قيمهم كالتالى: $م_{١}$ = ٢٤,٣١، $م_{٢}$= ٣٣,١٩ ، $ع^{٢}_{١}$ = ٨٤,٦٣ ، $ع^{٢}_{٢}$ = ٨٨,٧٠

تدريب

توصل إلى القيم المتضمنة فى الخطوتين السابقتين بنفسك

الخطوة الثالثة : التطبيق فى القانون كالتالى:

$$ت = \frac{٢٤,٣١ - ٣٣,١٩}{\sqrt{\frac{٨٤,٦٣ + ٨٨,٧٠}{١٦}}} = -٢,٧$$

استخدام *SPSS* :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغيرين المطلوب معالجتهما إحصائياً ، و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص من خلال الجدول التالى و الموضح أيضاً بالشاشة كالتالى:

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
adhd	رقمي	٨	٠	متغير *adhd* لدى ٣٢ مفحوص	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج
التصنيف	رقمي	٨	٠	تصنيف بيانات متغير *adhd* إلى ضابطة و تجريبية	(١،تجريبية ٢،ضابطة)	لا يوجد	٨	يمين	متدرج

6-3 - SPSS Data Editor

File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

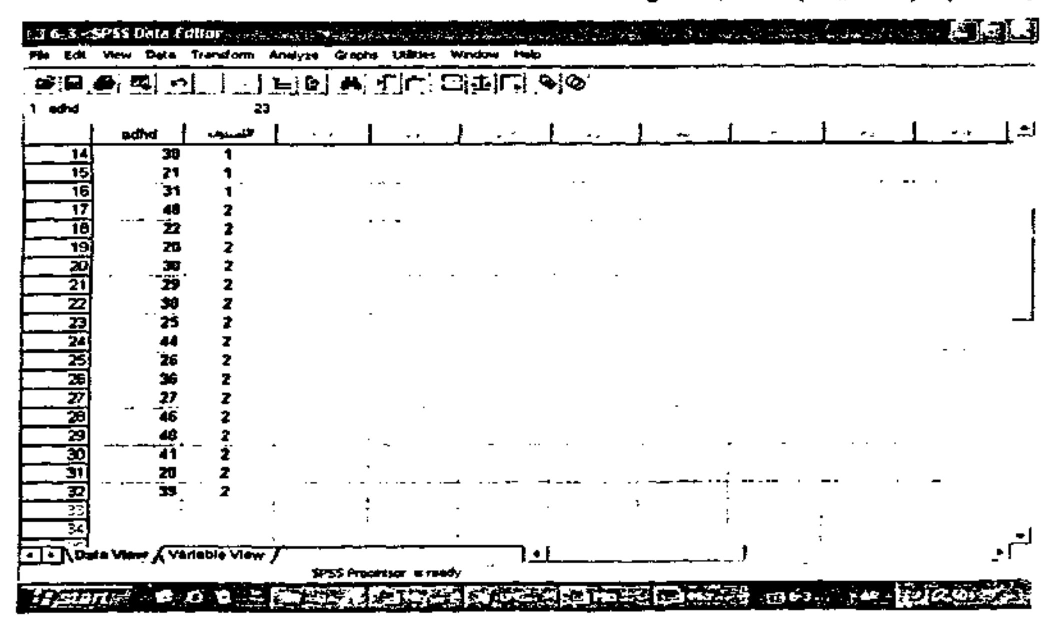
	Name	Type	Width	Decimal	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure
1	adhd	Numer	8	0	متغير ADHD في ٣٢ مفحوص	None	None	8	Right	Scale
2	التصنيف	Numer	8	0	تصنيف بيانات ADHD إلى ضابطة و تجريبية	{1, تجريبي...}	None	8	Right	Nominal

Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

الخطوة الثانية : يتم الانتقال إلى شاشة *data view* لتدوين بيانات المتغيرين

(*adhd*)،(التصنيف) كما بالشكل :



6-3 - SPSS Data Editor

File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

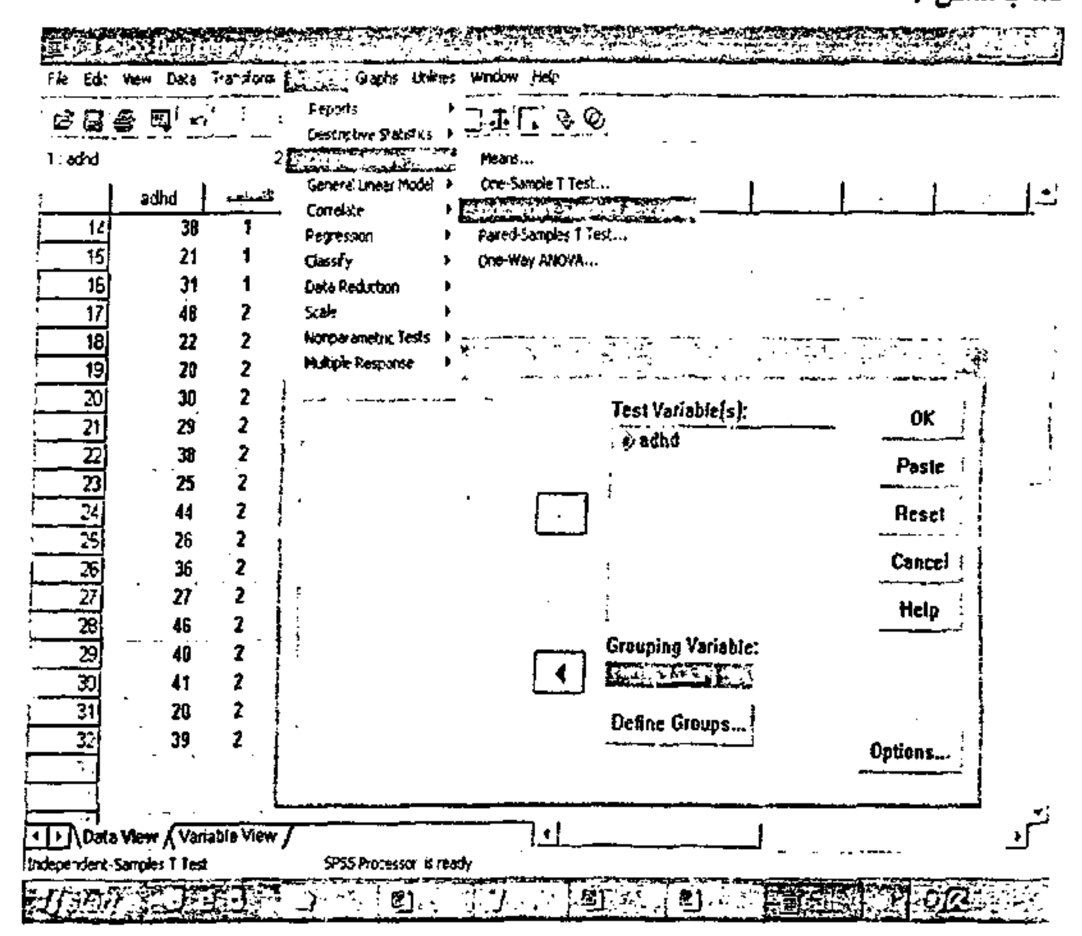
1 : adhd 23

	adhd	التصنيف
14	38	1
15	21	1
16	31	1
17	48	2
18	22	2
19	28	2
20	38	2
21	29	2
22	38	2
23	25	2
24	44	2
25	26	2
26	36	2
27	27	2
28	46	2
29	48	2
30	41	2
31	20	2
32	39	2
33		
34		

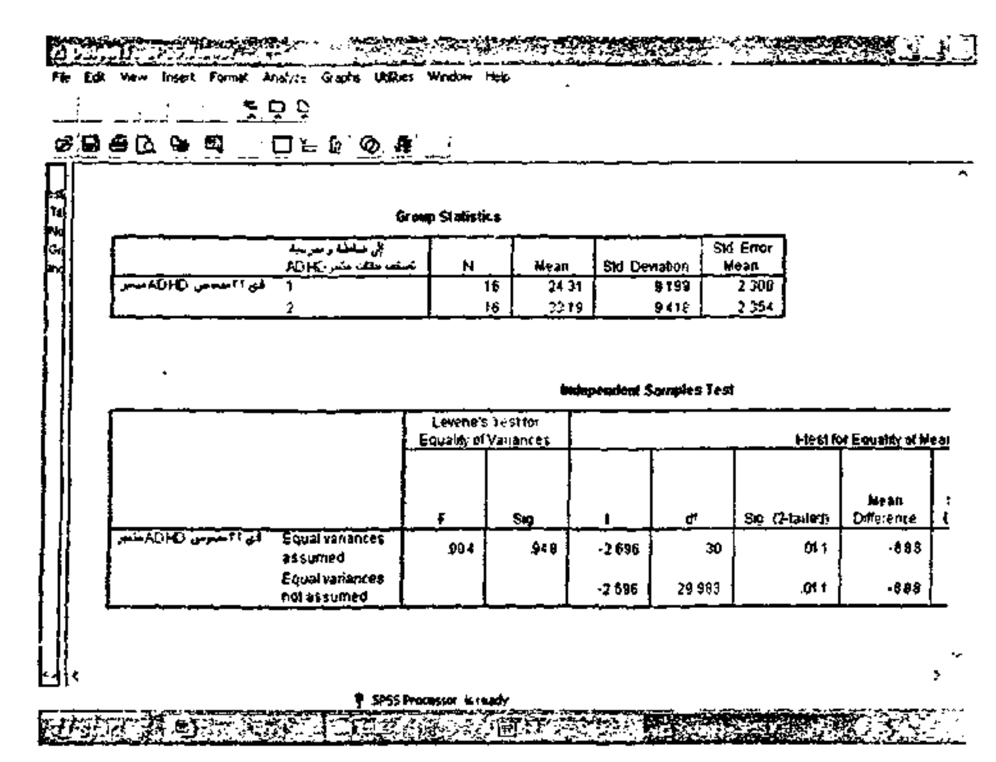
Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر *analyze* نختار الأمر الفرعي *compare means* ثم الأمر الفرعي *independent-samples t test* ، سيظهر مربع حوار كما بالشكل ، ندخل المتغير (*adhd*) إلى المربع *test variable(s)* ، و المتغير (التصنيف) إلى المستطيل الصغير *grouping variable* ، و الذى يظهر و أمامه علامتان استفهام (؟ ؟) بما يعنى يحتاج المتغير إلى تعريف لذلك يوجد أسفل المستطيل الصغير أيقونة تسمى *define groups* بالضغط عليها يظهر مربع حوار فرعي يتم فيه تعريف متغير التصنيف بأن ١ تعنى المجموعة الأولى (التجريبية) ، و ٢ تعنى المجموعة الثانية (الضابطة) ، ثم نضغط على الذرار *continue* لإخفاء هذا المربع الحوارى الفرعي و الإبقاء على مربع الحوار الأساسى كما بالشكل :



الخطوة الرابعة : بعد الضغط على الذرار *ok* نحصل على النتيجة الموضحة في شاشة النتائج التالية :



File Edit View Insert Format Analyze Graphs Utilities Window Help

Group Statistics

	[illegible] ADHD	N	Mean	Std Deviation	Std Error Mean
ADHD [illegible]	1	16	24.31	9.199	2.300
	2	16	33.19	9.418	2.354

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means			
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference
ADHD [illegible]	Equal variances assumed	.004	.948	-2.696	30	.011	-8.88
	Equal variances not assumed			-2.696	29.983	.011	-8.88

SPSS Processor is ready

مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *SPSS* :

	الطريقة اليدوية	طريقة *SPSS*
قيمة ت	– ٢,٧	–٢,٧
الدلالة	ت المحسوبة = –٢,٧ <ت الجدولية(درجات حرية ٣٠، مستوى ٠,٠١ ، دلالة الطرفين) = ٢,٧٥٠ إذاً: ت غير دالة عند مستوى ٠,٠١ . ت المحسوبة = –٢,٧ > ت الجدولية(درجات حرية ٣٠، مستوى ٠,٠٥ ، دلالة الطرفين) = ٢,٠٤٢ إذاً: ت دالة عند مستوى دلالة ٠,٠٥ .	منطقة الشك =٠,٠١١ عند دلالة الطرفين و هذا يعني أن ت دالة عند مستوى ٠,٠٥
الفرض المصاغ	رفض الفرض الذى تمت صياغته لا يوجد فروق بين متوسطى درجات المجموعة التجريبية و الضابطة على مشكلة *adhd*	

حجم تأثير المتغير المستقل على المتغير التابع :

يمكن الحصول على حجم تأثير المتغير المستقل عن طريق نسبة الارتباط (مربع ايتا) من المعادلة التى ذكرها (فؤاد أبو حطب ،آمال صادق١٩٩١، ٤٣٩) كالتالى:

$$\text{حجم التأثير} = \frac{ت^{2}}{ت^{2} + \text{درجات الحرية}} \quad .....(٦-١١)$$

$$\text{حجم التأثير} = \frac{(٢,٧)^{2}}{(٢,٧)^{2} + ٣٠} = ٠,١٩$$

و يشير المؤلفان السابقان (١٩٩١ ، ٤٤٢) نقلاً عن *Cohen* فى عام ١٩٧٧ إلى أن التأثير الذى يفسر حوالى ١٪ من التباين الكلى يدل على تأثير ضعيف ،و التأثير الذى يفسر حوالى ٦٪ من التباين الكلى يدل على تأثير متوسط ،و التأثير الذى يفسر حوالى ١٥٪ فأكثر من التباين الكلى يدل على تأثير كبير،وبما أن حجم التأثير السابق ٠,١٩ أى ١٩٪ فهو يدل على تأثير كبير.

تفسير النتيجة المتحصل عليها تربوياً:

تشير النتيجة إلى رفض الفرض الصفرى الذى تمت صياغته" لا يوجد فروق بين متوسطى درجات المجموعة التجريبية و الضابطة على مشكلة *ADHD* " بما يعنى قبول الفرض البديل : " يوجد فروق بين متوسطى درجات المجموعة التجريبية و الضابطة على مشكلة *ADHD*" و هذا يعنى أن البرنامج التدريبى الذى تم إعداده بما يحويه من أنشطة و فنيات سلوكية ساهم فى تخفيف حدة مشكلة *ADHD* ، و لذلك يمكن التوصية بتطبيق أنشطة هذا البرنامج على أى طفل تظهر عليه هذه المشكلة السلوكية .

الأساليب الإحصائية اللابارامترية البديلة لاختبار ت فى حالة متوسطين غير مرتبطين:

نعنى بكلمة لابارامترية *nonparametric* لأنها لا تتطلب خصائص معينة للأصل الكلى المشتقة منه العينات المراد معالجتها ،و نحن رأينا أن اختبار ت يتطلب افتراضات و شروط معينة للبيانات و لكن ماذا لو لم تتوفر هذه الشروط، فى الواقع هناك أساليب أخرى بديلة لاختبار ت تستخدم فى حالة عدم استيفاء الشروط الخاصة لإجراء اختبار ت تسمى بالأساليب اللابارامترية نستخدمها فى حالة عدم توفر شرط الاعتدالية، أو عدم

توفر شرط التجانس ، كما أن الأساليب اللابارامترية تستخدم في التعرف على دلالة الفروق بين البيانات ذات المستوى الرتبي ، و التي لا يمكن أن نحصل عليها باستخدام اختبار ت .

و عندما نريد التعرف على دلالة الفروق بين مجموعتين مستقلتين (غير مرتبطتين)من البيانات و التي لا تفي بشروط اختبار ت فإننا نلجأ إلى اختبار مان وتني *Mann Whitney* ، و هناك بعض الملاحظات اللازم معرفتها لإجراء اختبار مان وتني و هي :

أ- ن_2 ترمز لعدد بيانات المجموعة التي عدد بياناتها أكبر ، ن_1 ترمز لعدد بيانات المجموعة التي عدد بياناتها أصغر.

ب- يتم ضم بيانات المجموعتين في مجموعة واحدة و ترتيبها ترتيباً تصاعدياً ، بعد تمييز بيانات كل مجموعة .

جـ- كل مجموعة يتم حساب إحصاءة u لها من خلال قانون معد لذلك ، و بالتالي تكون لدينا قيمتين (u_1 ، u_2) و هما المقابلتان للمجموعتين اللتين عدد بياناتهما ن_1 ، ن_2 على الترتيب .

د- أصغر القيمتين سواء u_1 ، أو u_2 هي التي نحكم من خلالها على نتيجة الفرض المراد اختباره .

و- جبرياً يكون :

(١) : $u_1 + u_2 = \text{ن}_1 \times \text{ن}_2$ .....(٦-١٢)

(٢) : متوسط الرتب$(\text{م}_\text{ر}) = 0.5 \times \text{ن}_1 \times \text{ن}_2$ .....(٦-١٣)

(٣) الانحراف المعياري للرتب$(\text{ع}_\text{ر}) = \sqrt{\dfrac{\text{ن}_1 \times \text{ن}_2 \times (\text{ن}_1 + \text{ن}_2 + 1)}{12}}$ .....(٦-١٤)

ز- القيمة الجدولية لاختبار مان وتنى تختلف باختلاف عدد بيانات أى من المجموعتين فإذا قلت بيانات أى من المجموعتين أو ساوت ٢٠ فهناك جدول للقيم الحرجة خاص بذلك، و هو بعكس الإحصاءات البارامترية تكون u دالة عندما تكون أقل من أو تساوى قيمة u الجدولية و تكون غير دالة إذا كانت أكبر من u الجدولية .

ح- أما إذا كان عدد بيانات كلا المجموعتين أكبر من ٢٠ فان هناك طريقة أخرى تتبع فى تقريب قيمة u الصغرى إلى التوزيع الاعتدالى عن طريق تحويلها إلى درجة معيارية و مقارنتها بالقيم الاحتمالية لتوزيع النسبة الحرجة كما سنرى .

ط- حاول أن تفرق بين المجموعة التى عدد بياناتها أصغر و هى دائماً يكون عدد بياناتها ن١ و المجموعة التى لها قيمة u أصغر و هى يتم التعرف عليها من خلال الحسابات و قد تكون المجموعة ن١ أو المجموعة ن٢ .

و يمكن التعرف على كيفية إجراء اختبار مان وتنى كالتالى:

(١) : **عندما يكون العدد الكلى لبيانات أى من المجموعتين أقل من أو يساوى ٢٠ :**

مثال (٦-٣): قام باحث بتطبيق اختبار فى القدرة على حل المشكلات على مجموعتين من الأطفال إحداهما من العاديين تحصيلياً و المجموعة الأخرى من المتفوقين فحصل على البيانات الاتية لكل مجموعة :

درجات العاديين تحصيليا فى القدرة على حل المشكلات	١٤-١٥-١٠-١٢-١٣-١٦-١١-١٧
درجات المتفوقين في القدرة على حل المشكلات	٣-٢-٦-٨-٢٥-١

و المطلوب اختبار الفرض البحثى: المتفوقون أعلى قدرة على حل المشكلات من العاديين تحصيلياً .

ن٢(عدد أفراد مجموعة العاديين تحصيلياً) = ٨ ،ن١(عدد أفراد مجموعة المتفوقين) =٦

البيانات لاتفى بافتراضات اختبار ت و التى منها شرط التجانس فالمجموعتان غير متجانستين.

تدريب

تحقق من شرط التجانس لبيانات المجموعتين السابقتين

لذلك نلجأ إلى بديل لابارامترى (و نظراً لأن المجموعتين مستقلتان)لذلك فالبديل المناسب هو اختبار مان وتنى كالتالى:

الطريقة اليدوية :

الخطوة الأولى:إعداد جدول يتكون من ٣ صفوف :

الصف الأول و فيه يضم بيانات المجموعتين فى ترتيب تصاعدى .

الصف الثانى : تحديد انتماء كل بيان لأى من المجموعتين .

الصف الثالث : وضع رتبة لكل قيمة أو بيان .

كالتالى:

ترتيب البيانات تصاعديا	١	٢	٣	٦	٨	١٠	١١	١٢	١٣	١٤	١٥	١٦	١٧	٢٥
انتماء البيانات لأى من المجموعين	س	س	س	س	س	ص	ص	ص	ص	ص	ص	ص	ص	س
الترتيب	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤

حيث س ترمز للمجموعة التى عدد بياناتها ($ن_1$) ، ص ترمز للمجموعة التى عدد بياناتها ($ن_2$) .

الخطوة الثانية: تحديد مجموع رتب المجموعة س (مج $ر_1$) كالتالى:

مج $ر_1$ = ١+٢+٣+٤+٥+١٤ =٢٩.

الخطوة الثالثة: تحديد قيم u_1 من القانون :

$$u_1 = ن_1 \times ن_2 + \frac{ن_1 (ن_1 + ١)}{٢} - مج\ ر_1 \quad .....(٦-١٥)$$

إذاً :

$$u_1 = ٦\times٨ + \frac{٦\ (٦+١)}{٢} - ٢٩ \quad =٤٠$$

الخطوة الرابعة : تحديد مجموع رتب المجموعة ص(مج $ر_2$) كالتالى:

مج $ر_2$=٦+٧+٨+٩+١٠+١١+١٢+١٣=٧٦ .

الخطوة الخامسة : من المعادلة (٦-١٢) نجد أن :

$u_2 = ن_1 \times ن_2 - u_1 = ٦\times٨ - ٤٠ = ٤٨-٤٠ = ٨$

الخطوة السادسة : تحديد أى من القيمتين : u_1 أو u_2 الأصغر فنجد أن $u_2=٨ < u_1=٤٠$ ، إذاً u_2 هى الأصغر .

استخدام *SPSS* :

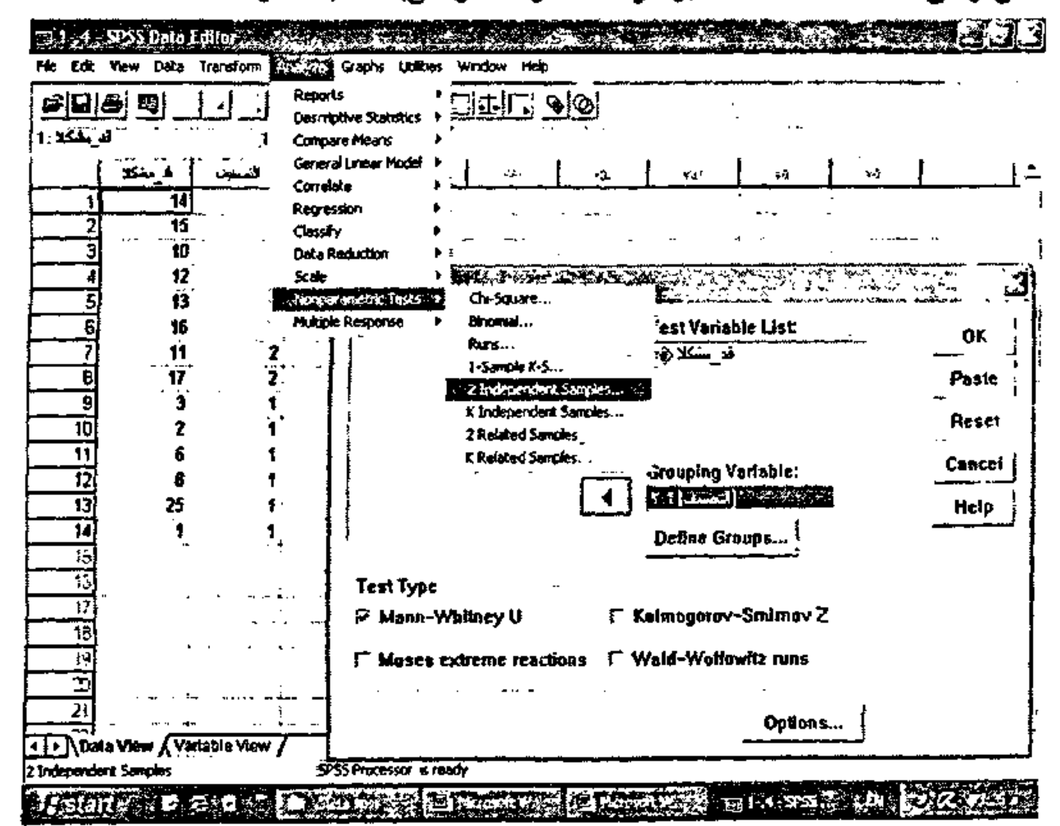
الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغيرين المطلوب معالجتهما احصائياً و هما (قد_مشكلا) ،و (التصنيف) ، و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص من خلال الجدول التالى و الموضح أيضا بالشاشة كالتالى:

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
قد_مشكلا	رقمى	٨	٠	درجات القدرة على حل المشكلات لدى ١٤ مفحوص	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	رتبى
التصنيف	رقمى	٨	٠	تصنيف المفحوصين على المجموعتين(١. المجموعة الأصغر عددا). ٢. المجموعة الأكبر عددا)	(١. $u1$)، (٢. $u2$)	لا يوجد	٨	يمين	اسمى

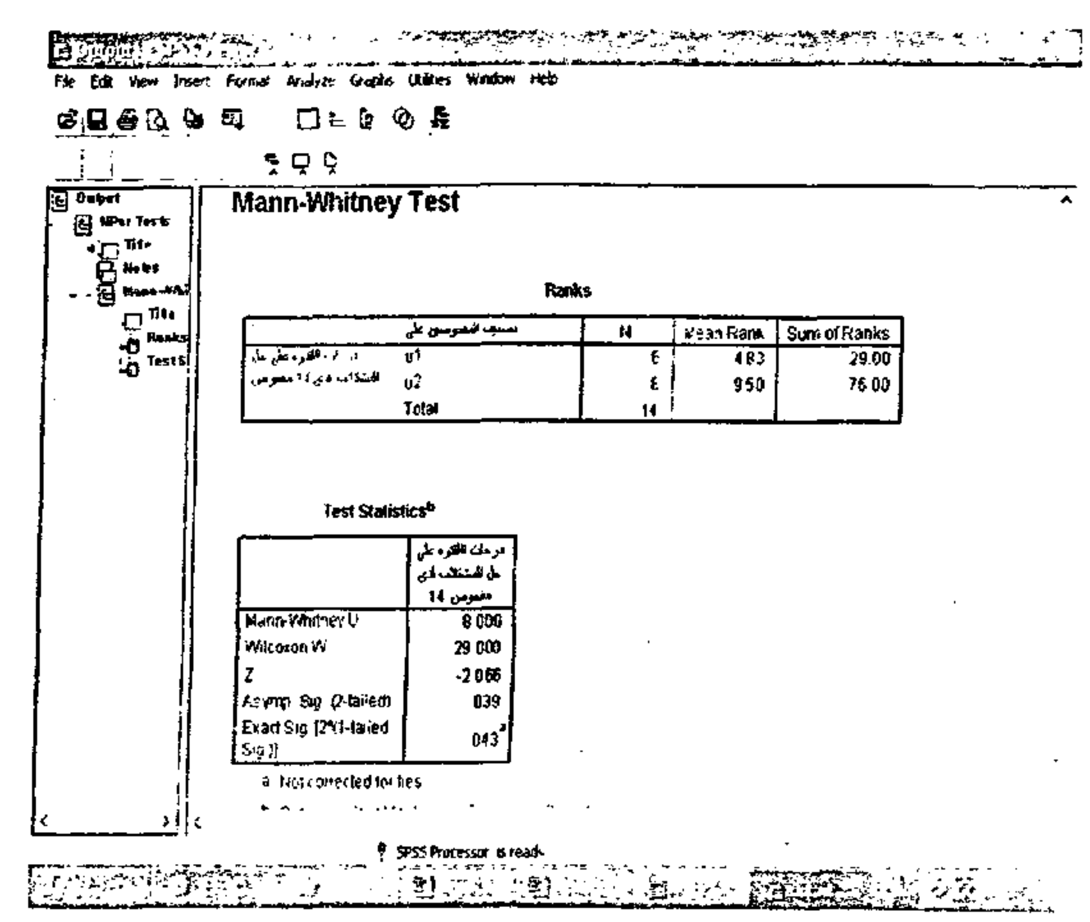
الخطوة الثانية : يتم الانتقال إلى شاشة *data view* لتدوين بيانات المتغيرين (قد_مشكلات) (التصنيف) كما بالشكل :

	قد_مشكلا	التصنيف
1	14	2
2	15	2
3	10	2
4	12	2
5	13	2
6	16	2
7	11	2
8	17	2
9	3	1
10	2	1
11	6	1
12	8	1
13	25	1
14	1	1

الخطوة الثالثة : نضغط على سطر الأوامر *analyze* ثم الأمر الفرعى *nonparametric tests* ثم الأمر الفرعى...*2independent samples*، سيظهر مربع حوار كما بالشكل ، ندخل المتغير (قد_مشكلا) فى المربع المسمى *test variable list* ، و المتغير (التصنيف) إلى المستطيل الصغير *grouping variable* ، و الذى يظهر و أمامه علامتان استفهام (؟ ؟) بما يعنى يحتاج المتغير إلى تعريف لذلك يوجد أسفل المستطيل الصغير أيقونة تسمى *define groups* بالضغط عليها يظهر مربع حوار فرعي يتم فيه تعريف متغير التصنيف بأن ١ تعنى المجموعة الأقل عدداً *(group2)* ، و ٢ تعنى المجموعة الأكثر عددا*(group1)* ،، ثم نضغط على الذرار *continue* لإخفاء هذا المربع الحوارى الفرعي و الإبقاء على مربع الحوار الأساسى و الذى يظهر فيه عدة أساليب لا بارامترية يتم اختيار أسلوب مانى وتنى *mann-whitney u* (و هو الاختيار الافتراضى) كما بالشكل :



الخطوة الرابعة : بعد الضغط على الذرار *ok* نحصل على النتيجة الموضحة فى شاشة النتائج التالية :


Mann-Whitney Test

Ranks

	تصنيف المفحوصين على	N	Mean Rank	Sum of Ranks
درجات القدرة على حل المشكلات في 14 مفحوص	u1	6	4.83	29.00
	u2	8	9.50	76.00
	Total	14		

Test Statistics[b]

	درجات القدرة على حل المشكلات في 14 مفحوص
Mann-Whitney U	8.000
Wilcoxon W	29.000
Z	-2.066
Asymp. Sig. (2-tailed)	.039
Exact Sig. [2*(1-tailed Sig.)]	.043[a]

a. Not corrected for ties.

SPSS Processor is ready

مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *SPSS* :

	الطريقة اليدوية	طريقة *SPSS*
قيمة *U* الصغرى	٨	٨
مجموع رتب U_1	٢٩	٢٩
مجموع رتب U_2	٧٦	٧٦
الدلالة	U_2 المحسوبة(٨) > *U* الجدولية(ن١ =٨ ، ن٢=٦ ، مستوى ٠,٠١ ، دلالة الطرف الواحد) (٦) و بذلك نجد أن قيمة *U* غير دالة عند مستوى ٠,٠١ . U_2 المحسوبة(٨) < *U* الجدولية(ن١ =٨ ، ن٢=٦ ، مستوى ٠,٠٥ ، دلالة الطرف الواحد) (١٠) و بذلك نجد أن قيمة *U* دالة عند مستوى ٠,٠٥ . (راجع الجزء الخاص باختبار مان وتنى)	منطقة الشك =٠,٠٤ و هذا يعنى دلالة *U* عند مستوى ٠,٠٥ ، بما يتفق مع الحل اليدوى .
الفرض المصاغ	قبول الفرض الذى تمت صياغته المتفوقون أعلى قدرة على حل المشكلات من العاديين تحصيلياً .	

تفسير النتيجة المتحصل عليها تربويا: تشير النتيجة إلى رفض الفرض الصفرى و بالتالى قبول الفرض البديل " المتفوقون أعلى قدرة على حل المشكلات من العاديين تحصيلياً" ، و هذا يتفق مع الأطر النظرية و الدراسات السابقة و التى تشير إلى توافر مجموعة من السمات النفسية و العقلية لدى المتفوقين تجعلهم أكثر قدرة على حل المشكلات من أقرانهم العاديين تحصيلياً و هى دعوة إلى ضرورة الاهتمام بالمتفوقين و تحفيزهم و تشجيعهم لكى يكونوا عناصر فاعلة فى مجتمعهم من خلال قدرتهم على مواجهة المشكلات و حلها .

مثال (٦-٨): قام باحث بتطبيق برنامج تدريبى لتنمية الإدراك الحسى البصرى على مجموعة من مفحوصيه عددهم ١٦ مفحوص ، ثم قام بتطبيق اختبار فى الإدراك الحسى البصرى عليهم . و للتعرف على فعالية البرنامج قام باختيار مجموعة أخرى من المفحوصين مكافئة للمجموعة الأولى و لكن لم يتم تطبيق البرنامج عليها و كان عددهم ١٨ مفحوص و قام بتطبيق نفس الاختبار السابق عليهم فحصل على البيانات الآتية :

درجات المجموعة التى تلقت البرنامج على اختبار الإدراك الحسى البصرى(ن$_1$ =١٦) (س)	٤٨-٤٦-٤٠-٤٢-٤٤-٣-٤٦-٤٠-٤٥-٤٩-٤٧- ٤٤-٤٧-١٠-٤٨
درجات المجموعة التى لم تتلقى البرنامج على اختبار الإدراك الحسى البصرى(ن$_2$ =١٨) (ص)	٢٩-٢٢-٣٢-٢٥-٢٠-٢٤-٢٠-٢٩-٢٠-٢٥- ٢٧-٢٦-٣٠-٣١-٢٩-٣٠-٢٨-٣٠

و المطلوب اختبار الفرض البحثى : توجد فروق بين المجموعة التى تلقت البرنامج و المجموعة التى لم تتلقى البرنامج فى الإدراك الحسى البصرى.

ن$_1$(عدد أفراد المجموعة التى تلقت البرنامج) = ١٥ ، ن$_2$(عدد أفراد المجموعة التى لم تتلقى البرنامج) =١٨

البيانات لاتفى بافتراضات اختبار ت و التى منها شرط الاعتدالية فالتواء بيانات المجموعة (س)= -٢,٢٧ أى يبتعد التوزيع عن الاعتدالية

تدريب
توصل إلى معامل الالتواء السابق فى ضوء ما درسته فى الفصل الثانى

لذلك نلجأ إلى بديل لابارامترى و البديل المناسب هو اختبار مان وتنى كالتالى:

الطريقة اليدوية :

الخطوة الأولى:إعداد جدول يتكون من ٣ أعمدة : العمود الأول و فيه يضم بيانات المجموعتين فى ترتيب تصاعدى ، العمود الثانى : تحديد انتماء كل بيان لأى من المجموعتين ، العمود الثالث : وضع رتبة لكل قيمة أو بيان كالتالى:

ترتيب البيانات تصاعدياً	انتماء البيانات لأي من المجموعين	رتب س	رتب ص
٣	س	١	
١٠	س	٢	
٢٠	ص		٤
٢٠	ص		٤
٢٠	ص		٤
٢٢	ص		٦
٢٤	ص		٧
٢٥	ص		٨,٥
٢٥	ص		٨,٥
٢٦	ص		١٠
٢٧	ص		١١
٢٨	ص		١٢
٢٩	ص		١٤
٢٩	ص		١٤
٢٩	ص		١٤
٣٠	ص		١٧
٣٠	ص		١٧
٣٠	ص		١٧
٣١	ص		١٩
٣٢	ص		٢٠
٤٠	س	٢١,٥	
٤٠	س	٢١,٥	
٤٢	س	٢٣	
٤٤	س	٢٤,٥	
٤٤	س	٢٤,٥	
٤٥	س	٢٦	
٤٦	س	٢٧,٥	
٤٦	س	٢٧,٥	
٤٧	س	٢٩,٥	
٤٧	س	٢٩,٥	
٤٨	س	٣١,٥	
٤٨	س	٣١,٥	
٤٩	س	٣٣	
المجموع		٣٥٤	٢٠٧

حيث س ترمز للمجموعة التى عدد بياناتها (ن$_{١}$) ، ص ترمز للمجموعة التى عدد بياناتها (ن$_{٢}$) .

الخطوة الثانية: استخراج مجموع رتب المجموعة س (مج ر$_{١}$) ، و مجموع رتب المجموعة ص (مج ر$_{٢}$) من الجدول السابق نجد أن :

مج ر$_{١}$ = ٣٥٤ ، مج ر$_{٢}$ =٢٠٧

الخطوة الثالثة: تحديد قيمة U_1 من المعادلة(٦-١٥)

$$U_1 = ١٥ \times ١٨ + \frac{١٥\,(١٥+١)}{٢} - ٣٥٤ = ٣٦$$

الخطوة الرابعة: تحديد قيمة U_2 من القانون :

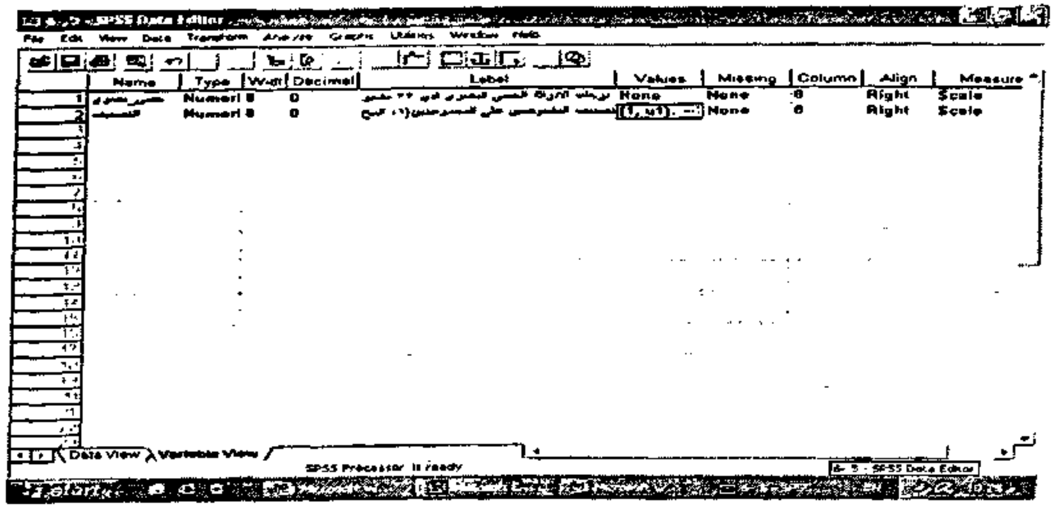
U_2 = ن$_{١}$×ن$_{٢}$ − U_1 = ١٥×١٨−٣٦ = ٢٧٠−٣٦= ٢٣٤

الخطوة الخامسة : تحديد أى من القيمتين : U_1 أو U_2 الأصغر فنجد أن U_1=٣٦ < U_2=٢٣٤ . إذاً U_1 هى الأصغر .

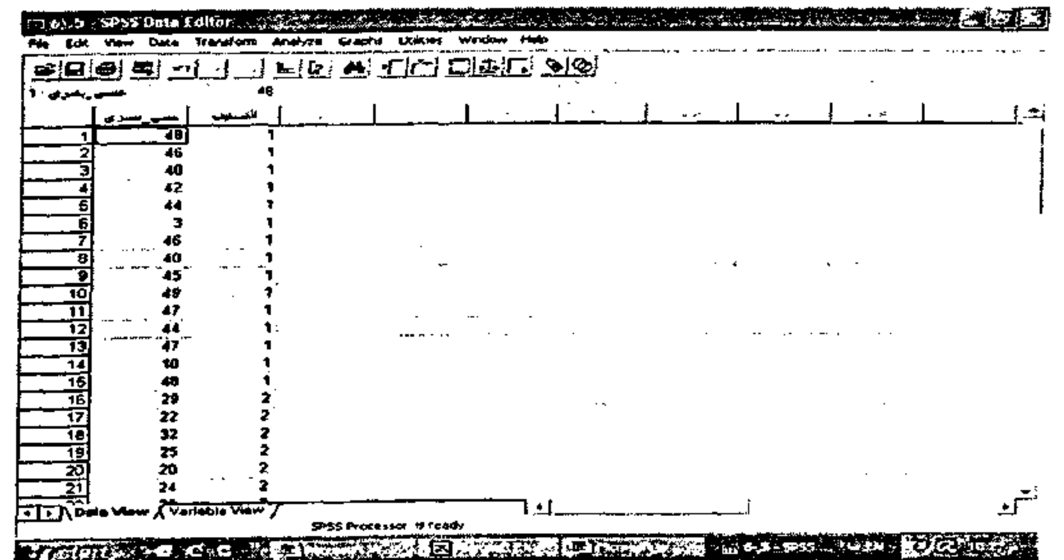
استخدام *SPSS*

الخطوة الأولى . تحديد خصائص المتغيرين المطلوب معالجتهما احصائياً و هما (حسى_بصرى) ،و (التصنيف) و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص من خلال الحدول التالى و الموضح أيضاً بالشاشة كالتالى:

الاسم	النوع	حجم التغير	المواضع العشرية	بطاقة التغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
حسى_ بصرى	رقمى	٨	٠	درجات الإدراك الحسى البصرى لدى ٣٣ مفحوص	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	رتبى
التصنيف	رقمى	٨	٠	تصنيف المفحوصين على المجموعتين(١، المجموعة الأصغر عدداً) ،(٢، المجموعة الأكبر عدداً)	(١، U١)،(٢، U٢)	لا يوجد	٨	يمين	إسمى



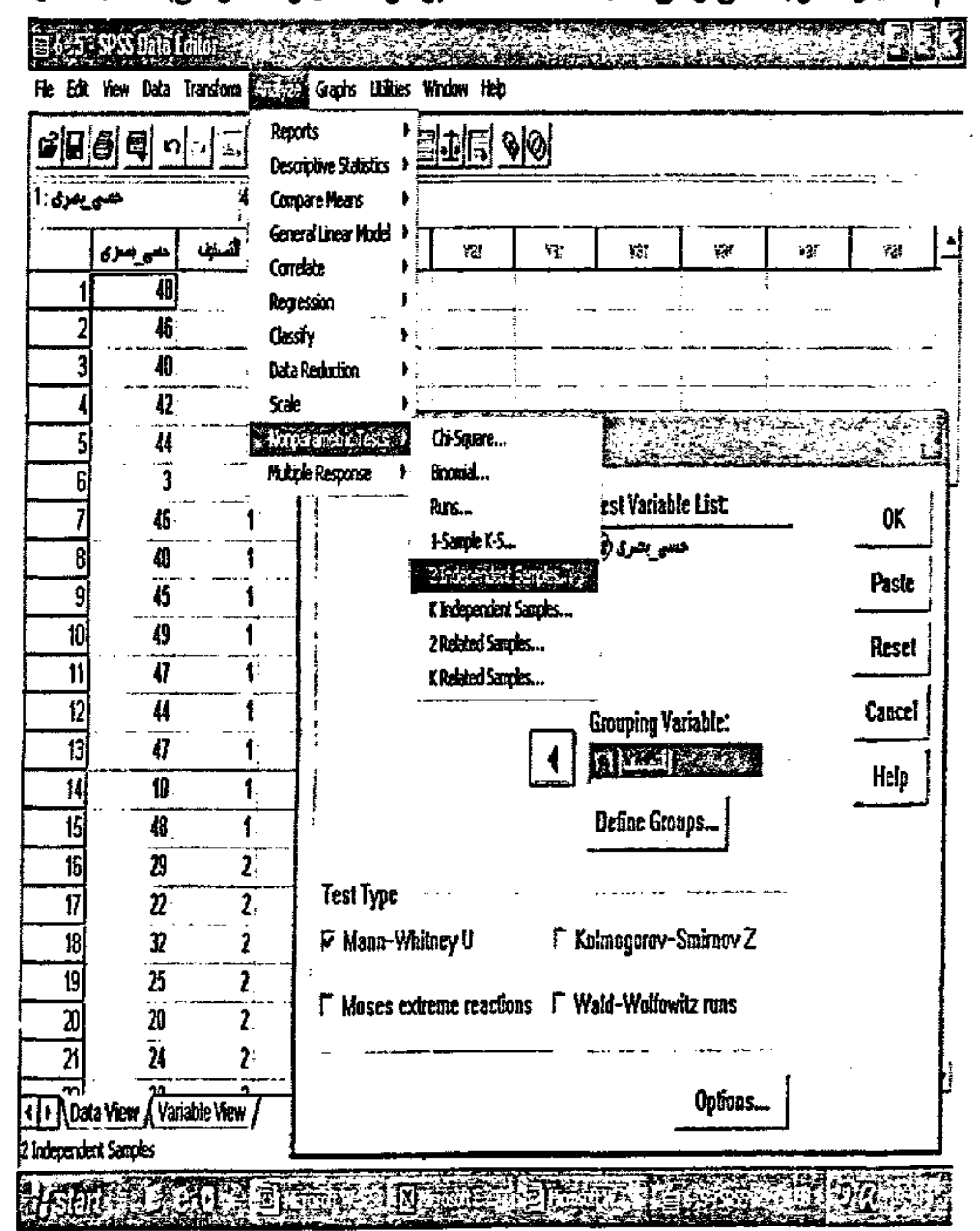
الخطوة الثانية : يتم الانتقال إلى شاشة *data view* لتدوين بيانات المتغيرين (حسي_بصرى) و (التصنيف) كما بالشكل :



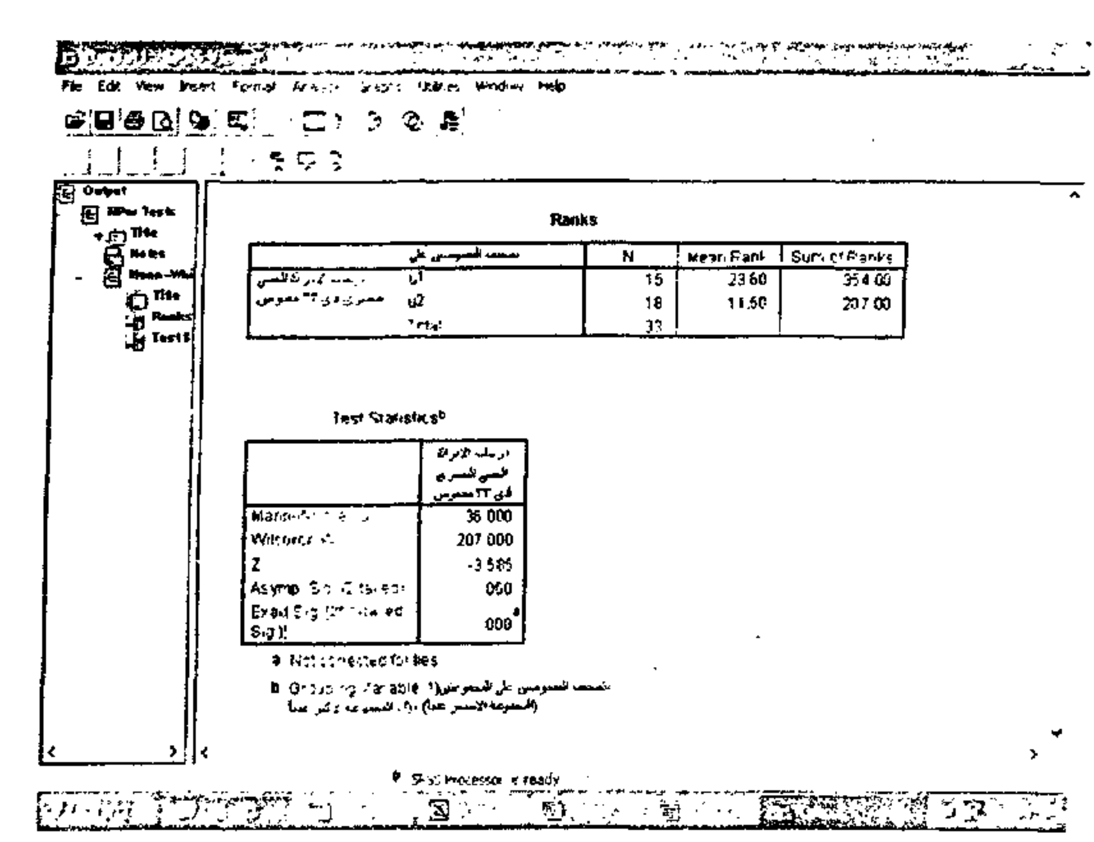
	حسى_بصرى	التصنيف
1	48	1
2	46	1
3	40	1
4	42	1
5	44	1
6	3	1
7	46	1
8	40	1
9	45	1
10	49	1
11	47	1
12	44	1
13	47	1
14	10	1
15	48	1
16	29	2
17	22	2
18	32	2
19	25	2
20	20	2
21	24	2

الخطوة الثالثة : نضغط على سطر الأوامر *analyze* ثم الأمر الفرعى *nonparametric tests* ثم الأمر الفرعى...*2independent samples*، سيظهر مربع حوار كما بالشكل ، ندخل المتغير (حسى_بصرى) فى المربع المسمى *test variable list* ، و المتغير (التصنيف) إلى المستطيل الصغير *grouping variable* ، و الذى يظهر و أمامه علامتان استفهام (؟ ؟) بما يعنى أن المتغير يحتاج إلى تعريف لذلك يوجد أسفل المستطيل الصغير أيقونة تسمى *define groups* بالضغط عليها يظهر مربع حوار فرعى يتم فيه تعريف متغير التصنيف بأن ١ تعنى المجموعة الأقل عدداً *(group1)* ، و ٢ تعنى المجموعة

الأكثر عددا(group2) ، ثم نضغط على الذرار *continue* لإخفاء هذا المربع الحوارى الفرعى و الإبقاء على مربع الحوار الأساسى و الذى يظهر فيه عدة أساليب لا بارامترية يتم اختيار أسلوب مانى وتنى *mann-whitney u* (و هو الاختيار الافتراضى) كما بالشكل



الخطوة الرابعة : بعد الضغط على الذرار *ok* نحصل على النتيجة الموضحة فى شاشة النتائج التالية :



مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *SPSS* :

	الطريقة اليدوية	طريقة *SPSS*
قيمة *u* الصغرى	٣٦	٣٦
مجموع رتب س	٣٥٤	٣٥٤
مجموع رتب ص	٢٠٧	٢٠٧
الدلالة	١*u* المحسوبة(٣٦) > *u* الجدولية(ن١= ١٨ ، ن٢=١٥ ، مستوى ٠,٠١ ، دلالة الطرفين) (٦٤) و بذلك نجد أن قيمة *u* دالة عند مستوى ٠,٠١ . (راجع الجزء الخاص باختبار ما وتنى)	منطقة الشك =٠,٠٠٠و هذا يعنى دلالة *u* عند مستوى ٠,٠١ ، بما يتفق مع الحل اليدوى .
الفرض المصاغ	قبول الفرض الذى تمت صياغته توجد فروق بين المجموعة التى تلقت البرنامج و المجموعة التى لم تتلقى البرنامج فى الإدراك الحسي البصرى	

تفسير النتيجة المتحصل عليها تربويا: تشير النتيجة إلى رفض الفرض الصفرى و قبول الفرض البديل " توجد فروق بين المجموعة التى تلقت البرنامج و المجموعة التى لم تتلقى البرنامج فى الإدراك الحسى البصرى" ، و بذلك نجد أن البرنامج المعد برنامج فعالاً و له دور فى تنمية الادراك الحسى البصرى و بذلك يمكن التوصية بتطبيقه.

(٢) : **فى حالة ن>٢٠** : نلجأ إلى التقريب الاعتدالى كما سبق إيضاحه بتحويل قيمة u الصغرى إلى درجة معيارية و مقارنتها بقيمة النسبة الحرجة التابعة لتوزيع المنحنى الاعتدالى و يمكن أن يتضح ذلك من خلال المثال التالى:

مثال (٦-٦): قام باحث بتطبيق اختباراً فى القدرة اللغوية على مجموعتين إحداهما من الإناث و عددها ٢٥ مفحوصاً و الأخرى من الذكور و عددها ٢٢ مفحوصاً فحصل على البيانات الاتية :

درجات الإناث على القدرة اللغوية (ن٢ =٢٤) (ص)	١٨-١٥-١٧-١٦-١٥-١٧-١٥-١٦-١٥-١٤-١٨-١٩- ١٧-١٨-١٤-١٥-١٩-١٦-١٧-١٨-١٨-١٦-١٦-١٨
درجات الذكور على القدرة اللغوية (ن١ =٢٢) (س)	٨-٩-٨-١٠-٨-٩-٧-١٩-٨-٥-٦-٩-١٠-٩-٨-٧-٩- ٩-١٠-٥-٧-٧

و المطلوب اختبار الفرض البحثى : لايختلف الذكور عن الاناث فى القدرة اللغوية.

ن١(عدد أفراد مجموعة الذكور) = ٢٢ ، ن٢(عدد أفراد مجموعة الإناث) =٢٤

البيانات لا تفى بافتراضات اختبار ت و التى منها شرط الاعتدالية فالتواء بيانات المجموعة س = ٢,٦٤ أى يبتعد التوزيع عن الاعتدالية ، كما أن العينتين غير متجانستين

تدريب

تحقق من شرطى الاعتدالية و التجانس فى ضوء ما درسته فى الفصل الثانى

لذلك نلجأ إلى بديل لابارامترى و البديل المناسب هو اختبار مان وتنى كالتالى:

الطريقة اليدوية :

الخطوة الأولى:إعداد جدول يتكون من ٣ أعمدة : العمود الأول و فيه يضم بيانات المجموعتين فى ترتيب تصاعدى ،و العمود الثانى : تحديد انتماء كل بيان لأى من المجموعتين ، و العمود الثالث : وضع رتبة لكل قيمة أو بيان كالتالى:

ترتيب البيانات تصاعدياً	انتماء البيانات لأى من المجموعين	رتب س	رتب ص
٥	س	١,٥	
٥	س	١,٥	
٦	س	٣	
٧	س	٥,٥	
٧	س	٥,٥	
٧	س	٥,٥	
٧	س	٥,٥	
٨	س	١٠	
٨	س	١٠	
٨	س	١٠	
٨	س	١٠	
٨	س	١٠	
٩	س	١٥,٥	
٩	س	١٥,٥	
٩	س	١٥,٥	
٩	س	١٥,٥	
٩	س	١٥,٥	
٩	س	١٥,٥	
١٠	س	٢٠	
١٠	س	٢٠	
١٠	س	٢٠	
١٤	ص		٢٢,٥
١٤	ص		٢٢,٥
١٥	ص		٢٦
١٥	ص		٢٦
١٥	ص		٢٦
١٥	ص		٢٦
١٥	ص		٢٦
١٦	ص		٣١
١٦	ص		٣١
١٦	ص		٣١
١٦	ص		٣١
١٦	ص		٣١
١٧	ص		٣٥,٥
١٧	ص		٣٥,٥
١٧	ص		٣٥,٥
١٧	ص		٣٥,٥
١٨	ص		٤٠,٥
١٨	ص		٤٠,٥
١٨	ص		٤٠,٥
١٨	ص		٤٠,٥
١٨	ص		٤٠,٥
١٨	ص		٤٠,٥
١٩	س	٤٥	
١٩	ص		٤٥
١٩	ص		٤٥
المجموع		٢٧٦	٨٠٥

حيث س ترمز للمجموعة التى عدد بياناتها ($ن_1$) ، ص ترمز للمجموعة التى عدد بياناتها ($ن_2$) .

الخطوة الثانية: استخراج مجموع رتب المجموعة س (مج $ر_1$) ، و مجموع رتب المجموعة ص (مج $ر_2$) من الجدول السابق نجد أن : مج $ر_1$ = ٢٧٦ ، مج $ر_2$ =٨٠٥

الخطوة الثالثة: تحديد قيم u_1 من المعادلة(٦-١٥)

$$u_1 = ٢٢×٢٤ + \frac{٢٢\ (٢٢+١)}{٢} - ٢٧٦ \quad =٥٠٥$$

الخطوة الرابعة : تحديد قيم u_2 من القانون :

u_2 = $ن_1$×$ن_2$ — u_1 =٢٢×٢٤-٥٠٥ =٥٢٨-٥٠٥=٢٣ .

الخطوة الخامسة : تحديد أى من القيمتين : u_1 أو u_2 الأصغر فنجد أن u_2=٢٣< u_1=٥٠٥ ، إذاً u_2 هى الأصغر .

الخطوة السادسة تقريب قيمة u الصغرى اعتدالياً فى ضوء المعادلة :

$$ذ = \frac{u\ \text{الصغرى} - \text{متوسط الرتب}}{\text{الانحراف المعيارى للرتب}} \quad .....(٦-١٦)$$

و لكن بالتعويض من المعادلتين (٦-١٣) ، (٦-١٤) عن متوسط الرتب و الانحراف المعيارى للرتب فى المعادلة (٦-١٦) نجد أن :

$$ذ= \frac{u\ \text{الصغرى} - ٠,٥\ ن_1 \times ن_2}{\sqrt{\frac{ن_1 \times ن_2 (ن_1+ن_2+١)}{١٢}}} \quad .....(٦-١٧)$$

$$ذ= \frac{٢٣ - (٠,٥ \times ٢٢ \times ٢٤)}{\sqrt{\frac{٢٢\times٢٤(٢٢+٢٤+١)}{١٢}}} = -٥,٣$$

استخدام SPSS :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغيرين المطلوب معالجتهما احصائياً و هما (قدر_لغوى) ،و (التصنيف) ، و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص من خلال الجدول التالى و الموضح أيضاً بالشاشة كالتالى:

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
قدر_لغوى	رقمى	٨	٠	درجات القدرة اللغوية لدى ٤٦ مفحوص	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	رتبى
التصنيف	رقمى	٨	٠	تصنيف المفحوصين على المجموعتين(١. المجموعة الأصغر عددا) ،(٢. المجموعة الأكبر عددا)	(١. U١ ،(٢. U٢)	لا يوجد	٨	يمين	اسمى

	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure
1	قدر_لغوى	Numeric	8	0	درجات القدرة اللغوية لدى ٤٦ مفحوص	None	None	8	Right	Ordinal
2	التصنيف	Numeric	8	0	تصنيف المفحوصين على المجموعتين(١. الم	{1, U1}...	None	8	Right	[illegible]

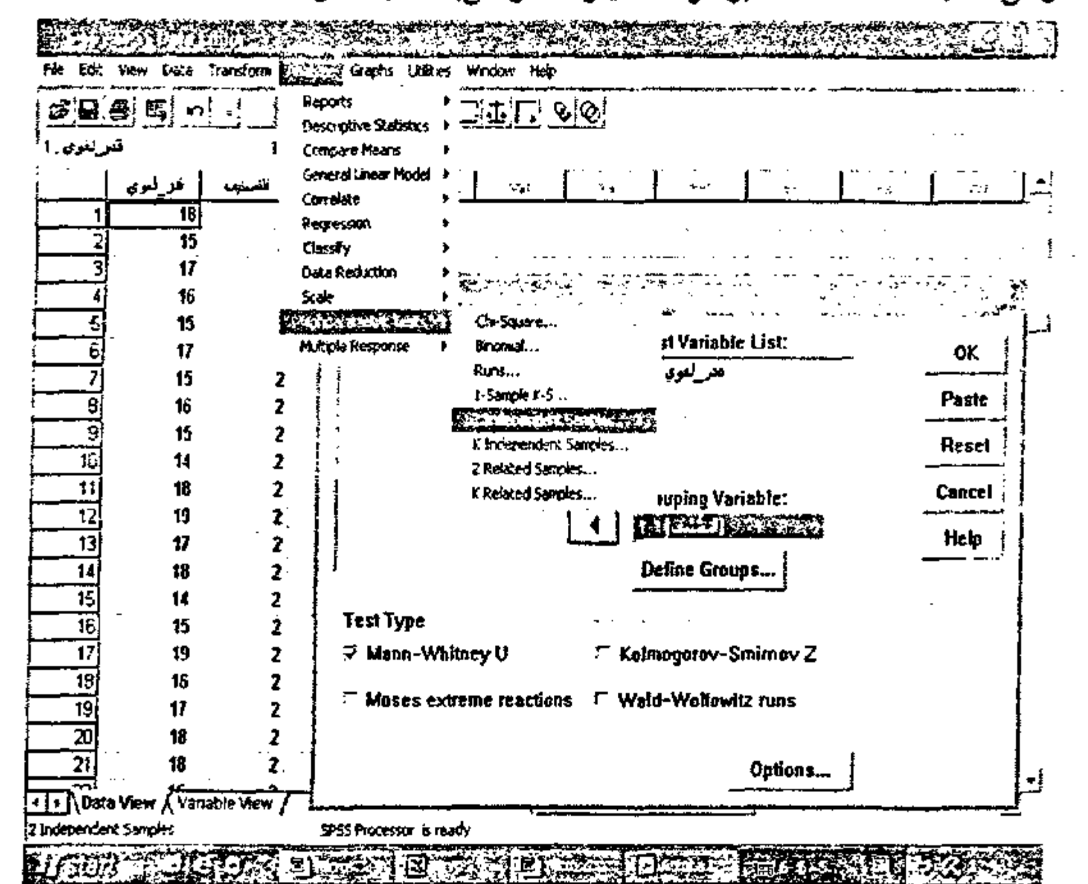
Data View / Variable View

الخطوة الثانية : يتم الانتقال إلى شاشة *data view* لتدوين بيانات المتغيرين (قدر_لغوى) و (التصنيف) كما بالشكل :

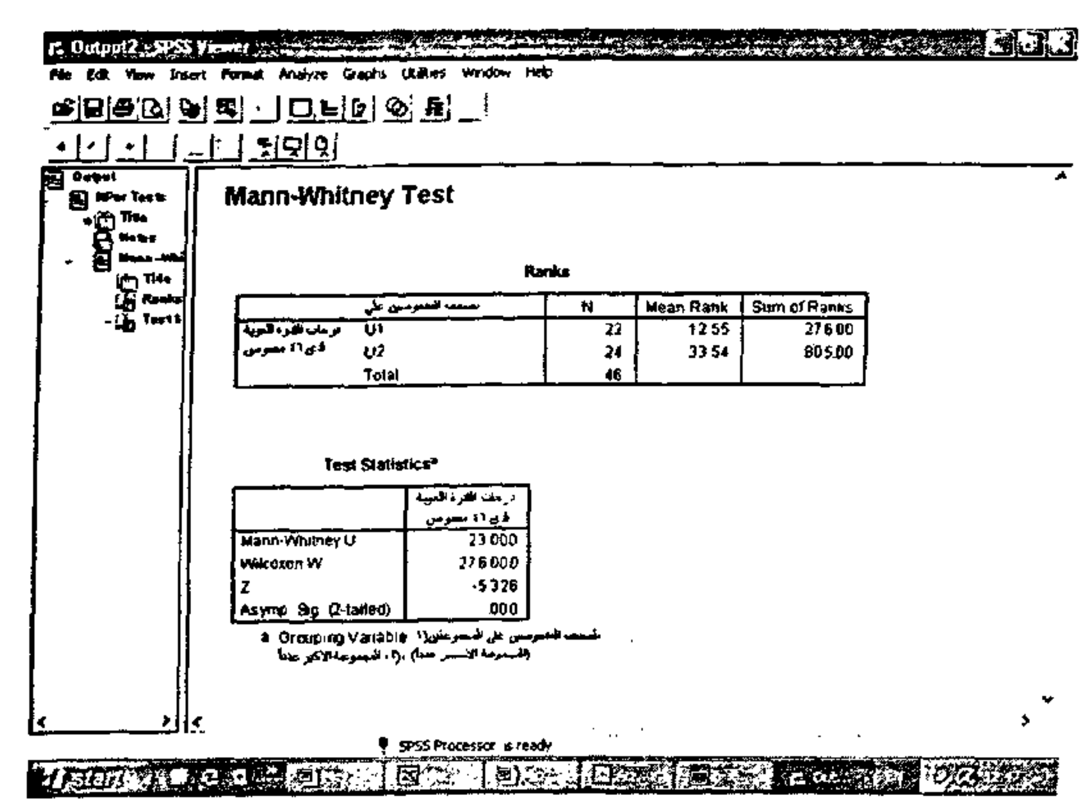
	قدر_لغوى	التصنيف
1	18	2
2	15	7
3	17	2
4	16	2
5	15	2
6	17	2
7	15	2
8	16	2
9	15	2
10	14	2
11	18	2
12	19	2
13	17	2
14	18	2
15	14	2
16	15	2
17	19	2
18	16	2
19	17	2
20	18	2
21	18	2

Data View / Variable View

الخطوة الثالثة : نضغط على سطر الأوامر *analyze* ثم الأمر الفرعى *nonparametric tests* ثم الأمر الفرعى...*2 independent samples*، سيظهر مربع حوار كما بالشكل ، ندخل المتغير (قدر_لغوى) فى المربع المسمى *test variable list* ، و المتغير (التصنيف) إلى المستطيل الصغير *grouping variable* ، و الذى يظهر و أمامه علامتا استفهام (؟ ؟) بما يعنى أن المتغير يحتاج إلى تعريف لذلك يوجد أسفل المستطيل الصغير أيقونة تسمى *define groups* بالضغط عليها يظهر مربع حوار فرعى يتم فيه تعريف متغير التصنيف بأن ١ تعنى المجموعة الأقل عدداً *(group1)* ، و ٢ تعنى المجموعة الأكثر عددا*(group2)* ، ثم نضغط على الذرار *continue* لإخفاء هذا المربع الحوارى الفرعى و الإبقاء على مربع الحوار الأساسى و الذى يظهر فيه عدة أساليب لا بارامترية يتم اختيار أسلوب مان وتنى *Mann-Whitney U* (و هو الاختيار الافتراضي) كما بالشكل :



الخطوة الرابعة : بعد الضغط على الذرار *ok* نحصل على النتيجة الموضحة فى شاشة النتائج التالية :



Mann-Whitney Test

Ranks

		N	Mean Rank	Sum of Ranks
	U1	22	12.55	276.00
	U2	24	33.54	805.00
	Total	46		

Test Statistics^a

Mann-Whitney U	23.000
Wilcoxon W	276.000
Z	-5.326
Asymp. Sig. (2-tailed)	.000

a. Grouping Variable

مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *SPSS*:

	الطريقة اليدوية	طريقة *SPSS*
قيمة *u* الصغرى	٢٣	٢٣
مجموع رتب س	٢٧٦	٢٧٦
مجموع رتب ص	٨٠٥	٨٠٥
النســــبة الحرجة(ذ)	٥,٣٠-	٥,٣٣-
الدلالة	ذ =(-٥,٣) > ٢,٥٨ لمستوى (٠,٠١) عند دلالة الطرفين إذاً : *u* الصغرى دالة عند مستوى ٠,٠١ .	منطقة الشك =٠,٠٠٠ و هذا يعنى دلالة *u* الصغرى عند مستوى ٠,٠١، بما يتفق مع الحل اليدوى .
الفرض الصاغ	رفض الفرض الذى تمت صياغته لايختلف الذكور عن الاناث فى القدرة اللغوية.	

تفسير النتيجة المتحصل عليها تربوياً: تشير النتيجة إلى رفض الفرض الصفرى " لايختلف الذكور عن الاناث فى القدرة اللغوية" و بالتالى قبول الفرض البديل " يختلف الذكور عن الاناث فى القدرة اللغوية" و نظراً لأن مجموع رتب الاناث (مج $ر_٢$) أكبر من

مجموع رتب الذكور(مج ر٢) إذاً الإناث أعلى من الذكور فى القدرة اللغوية ،و ربما يرجع ذلك إلى طبيعة الأنثى التى تميل إلى سرد القصص أثناء الحديث و إلى كثرة الكلام و زيادته عن الحد المطلوب فى الغالب ، و ربما يستفاد من ذلك فى شدة احتياج العملية التدريسية إلى الأنثى التى تتسم بالقدرة اللغوية و القدرة على التعامل مع التلاميذ و تنمية المهارات اللغوية لديهم و خاصة فى رياض الأطفال و المرحلة الابتدائية .

٤- استخدام اختبار ت للتعرف على دلالة الفرق بين متوسطى مجموعتين مرتبطتين :

القانون المستخدم:

$$ت = \frac{م_1 - م_2}{\sqrt{خ^2_{م_1} + خ^2_{م_2} - (2 \times ر \times خ_{م_1} \times خ_{م_2})}} \quad .....(٦-١٨)$$

$م_1$ ، $خ_{م_1}$ المتوسط والخطأ المعيارى لدرجات المجموعة الأولى ، $م_2$ ، $خ_{م_2}$: المتوسط والخطأ المعيارى لدرجات المجموعة الثانية ،ر : معامل ارتباط بيرسون بين قائمتى الدرجات ، درجات الحرية = ن-١ ، حيث ن عدد أفراد كل مجموعة .

مثال (٦-١٨): تم قياس التحصيل الدراسى لدى ٢٠ تلميذاً تحت تأثير الطريقة التقليدية فى الشرح ، ثم تم قياس التحصيل الدراسى عليهم فى نفس المادة تحت تأثير طريقة حديثة فى التعليم و بيانات الموقفين كالتالى :

درجات التلاميذ قبل تطبيق الطريقة الحديثة	١٢-٣٥-١٧-٦٠-١٥-١٩-٥٨-٦٢-٢٤-٦٥-٥٠-٤٦-١٩-٤٣-١٧-٥٠-٣٣-٣٩-١٤-٤٢
درجات التلاميذ بعد تطبيق الطريقة الحديثة	٦٥-٧٠-٣٣-٨٠-٥٦-٣٠-٧٨-٣٢-٨٧-٧٠-٦٥-٧٠-٧٢-٦٤-٦٩-٦٨-٦٠-٥٦-٦٨-٦١

والمطلوب اختبار الفرض البحثى: توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطى درجات التلاميذ فى التحصيل قبل تطبيق الطريقة الحديثة و بعد تطبيقها .

الطريقة اليدوية :

الخطوة الأولى : التحقق من توافر شروط اختبار ت :الشرط الأول : توجد مجموعتين من الدرجات ، الشرط الثانى : الدرجات فى المجموعتين من القياس الفترى إذا يتحقق ثانى شرط ،الشرط الثالث : نتحقق من شرط الاعتدالية عن طريق معامل الالتواء ،و بعد حساب معامل الالتواء وجد أن قيمته فى المجموعتين ٠,١٤٧ ، -١,١ على الترتيب ، و من ثم يقترب التوزيع فى المجموعتين من الاعتدالية ، الشرط الرابع :بما أن المجموعتين متساويتين فى عدد بياناتهما ، لذلك فتأثير شرط التجانس يكون ضعيفاً .

تدريب
توصل إلى قيمتى معاملى الالتواء الموضحين فى الخطوة السابقة فى ضوء ما درسته فى الفصل الثانى

الخطوة الثانية: يتم حساب كل من $م_١$ ، $م_٢$ ، $خ_{م١}$ ، $خ_{م٢}$ ، ر ، و بعد حسابهم وجد قيمهم كالتالى: $م_١$ =٣٦ ، $م_٢$ = ٦٣,٢ ، $خ_{م١}$=٤,٠١ ، $خ_{م٢}$ =٣,٤٨ ، ر = ٠,١٧٢

تدريب
توصل إلى القيم السابقة بنفسك

الخطوة الثالثة : التطبيق فى القانون (٦-١٨) كالتالى:

$$ت = \frac{٣٦-٦٣,٢}{\sqrt{(٤,٠١)^{٢} + (٣,٤٨)^{٢} - (٢ \times ٠,١٧٢ \times ٤,٠١ \times ٣,٤٨)}} = -٥,٦٢٤$$

استخدام *SPSS* :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغيرين المطلوب معالجتهما إحصائياً ، و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص من خلال الجدول التالى و الموضح أيضاً بالشاشة كالتالى:

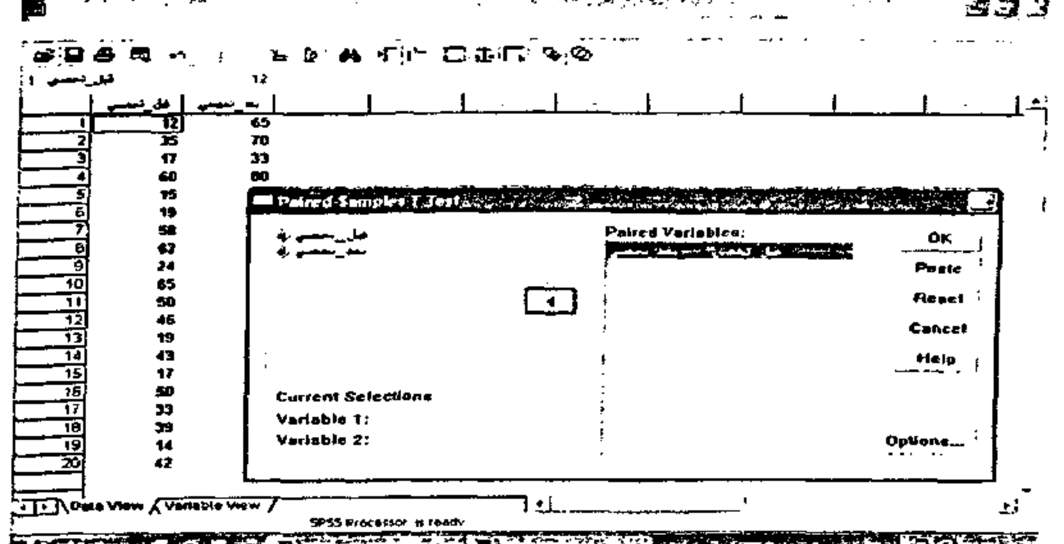
الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
قبل_تحصي	رقمى	٨	٠	درجات ٢٠ مفحوص فى التحصيل قبل تطبيق الطريقة الحديثة	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج
بعد_تحصي	رقمى	٨	٠	درجات ٢٠ مفحوص فى التحصيل بعد تطبيق الطريقة الحديثة	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج

الخطوة الثانية : يتم الانتقال إلى شاشة *data view* لتدوين بيانات المتغيرين (قبل تحصي)،(بعد تحصي) كما بالشكل :

	قبل_تحصي	بعد_تحصي
1	12	65
2	35	70
3	17	33
4	60	80
5	15	56
6	19	30
7	58	78
8	62	32
9	24	87
10	65	70
11	50	65
12	46	70
13	19	72
14	43	74
15	17	69
16	50	68
17	33	60
18	39	56
19	14	60
20	42	61

الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر *analyze* نختار الأمر الفرعي *compare means* ثم الأمر الفرعي *paired-samples t-test* كما بالشكل :

الخطوة الرابعة : بالضغط على الأمر الفرعي *paired-samples t-test* سيظهر مربع حوار كما بالشكل نحدد المتغير الذى متوسطه ($م_١$) و ذلك بالضغط على المتغير (قبل_تحصي) الموجود في يسار المربع العلوى سنجد أنه بمجرد الضغط على هذا المتغير سيتم كتابته أمام *variable 1* الموجود فى الجزء الأيسر السفلى من المربع الحوار ، كرر نفس العملية على التغير الثانى ، لاحظ أيضاً أنه قبل تنفيذ إحدى هاتين العمليتين أو كليهما يكون شكل سهم إدخال التغيرات باهت و لكن بعد تنفيذ هاتين العمليتين سيصبح السهم نشطاً بما يعنى أنه مهيأ للعمل و بذلك يتم إدخال التغيرين (قبل_تحصي ، بعد_تحصي) على هيئة زوج *pair* في المربع المسمى *paired variables* ، كما بالشكل :



الخطوة الخامسة : بعد الضغط على الذرار *ok* نحصل على النتيجة الموضحة فى شاشة النتائج التالية :

Output4 - SPSS Viewer

File Edit View Insert Format Analyze Graphs Utilities Window Help

T-Test

Paired Samples Statistics

	Mean	N	Std. Deviation	Std. Error Mean
درجات ٢٠ متعلمين في التحصيل قبل تطبيق الطريقة الحديثة	36.00	20	17.944	4.012
درجات ٢٠ متعلمين في التحصيل بعد تطبيق الطريقة الحديثة	63.20	20	15.548	3.477

Paired Samples Test

	Paired Differences					t	df	Sig. (2-tailed)
				95% Confidence Interval of the Difference				
	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean	Lower	Upper			
درجات ٢٠ متعلمين في التحصيل قبل تطبيق الطريقة الحديثة - درجات ٢٠ متعلمين في التحصيل بعد تطبيق الطريقة الحديثة	-27.20	21.623	4.835	-37.32	-17.08	-5.626	19	.000

Double click to edit Pivot Table — SPSS Processor is ready — H: 146 , W: 617

مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *SPSS* :

	الطريقة اليدوية	طريقة *SPSS*
قيمة ت	-٥,٦٢٤	-٥,٦٢٦
الدلالة	٭ت المحسوبة = -٥,٦٢٤ ٭ت الجدولية(درجات حرية ١٩، مستوى ٠,٠١ ، دلالة الطرفين) = ٢,٨٦١ إذاً: ت دالة عند مستوى ٠,٠١	منطقة الشك =٠,٠٠٠ عند دلالة الطرفين و هذا يعنى أن ت دالة عند مستوى ٠,٠١
الفرض المصاغ	قبول الفرض الذى تمت صياغته **توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطى درجات التلاميذ فى التحصيل قبل تطبيق الطريقة الحديثة و بعد تطبيقها**	

حجم تأثير المتغير المستقل :

أوضح (محسوب عبد القادر الضوى ٢٠٠٦، ٥٢) أنه فى حالة المجموعات المرتبطة مثل مجموعتى القياس القبلى و البعدى فان حجم التأثير يحسب من المعادلة:

$$\text{حجم التأثير} = ت \times \sqrt{\frac{2\times(1-ر)}{ن}} \quad .....(٦-١٩)$$

و لقد أوضح *cohen* فى *(aron&aron,1995,223)* محكات حجم التأثير فى هذه الحالة كالتالى: إذا كان حجم التأثير =٠,٢ فأقل من ٠,٥ يسمى حجم تأثير صغير ، و إذا كان حجم التأثير =٠,٥ فأقل من ٠,٨ يسمى حجم تأثير متوسط ، و إذا كان حجم التأثير =٠,٨ فأكثر يسمى حجم تأثير كبير ، و هذه المحكات ليست نسبة مئوية كما فى محكاته التى حددها فى حالة العينتين المستقلتين و لكنها نسبة من الانحراف المعيارى للمتغير التابع و التى من المتوقع أن تزيد فى المجموعة التى تلقت المعالجة .

إذاً :$\text{حجم التأثير} = -5,63 \times \sqrt{\frac{2\times(1-0,172)}{20}} = -1,62$ و هو حجم تأثير كبير .

تفسير النتيجة المتحصل عليها تربوياً: النتيجة تشير إلى رفض الفرض الصفرى و قبول الفرض البديل " توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين متوسطى درجات التلاميذ فى

التحصيل قبل تطبيق الطريقة الحديثة و بعد تطبيقها" و هذا يعنى وجود تأثير للطريقة الحديثة على التحصيل ،و هذا التأثير يعد طبقاً لتصنيف كوهين تأثيراً كبيراً لأن حجم التأثير أكبر من ٠,٨ ،و بذلك فإن الطريقة الحديثة فى التدريس أدت إلى زيادة التحصيل لدى التلاميذ مما يدعونا إلى امكانية الاستفادة منها فى العملية التدريسية .

ملاحظة

الإشارة السالبة لقيمة "ت" تعنى أن نتيجة الفرق بين المتوسطين($م_١-م_٢$) لصالح المتوسط الثانى ($م_٢$) و ليس المتوسط الأول($م_١$) و نظراً لأن المتوسط الثانى هو متوسط درجات التحصيل الناتج عن تطبيق الطريقة الحديثة لذا تم التفسير فى صالح المجموعة التابعة لها .

الأساليب الإحصائية اللابارامترية البديلة لاختبار ت فى حالة متوسطين مرتبطين:

فى حالة عدم توفر الشروط الخاصة باختبار ت للمجموعتين المرتبطتين فإننا نلجأ إلى اختبار *wilcoxon* كبديل لابارامترى ، و هناك حالتان لهذا الاختبار كالتالى :

(١) **فى حالة ن < ١٠** : بالرغم من أن برنامج *SPSS* يجرى اختبار *wilcoxon* على أى عدد من البيانات حتى إن كان هذا العدد ٢ و يقربه إلى توزيع اعتدالى له نسبه حرجة ، إلا أنه يفضل إذا كان عدد البيانات أقل من ١٠ أن ألا نحول التوزيع إلى نسبة حرجة و لكن نقارن أصغر مجموع فى الرتب(مجموع الرتب الموجبة او مجموع الرتب السالبة) بقيم حرجة احتمالية مأخوذة من جدول القيم الحرجة لتوزيع ويلكوكسون ، فإذا كان المجموع الأصغر فى الرتب أقل من أو يساوى القيمة الحرجة الجدولية يتم رفض الفرض الصفرى ، أما إذا كان المجموع الأصغر فى الرتب أكبر من القيمة الحرجة الجدولية يتم قبول الفرض الصفرى .

مثال(٦-١١):أجريت اختباراً على مجموعة من التلاميذ عددهم ٩ فى الفهم القرائى ثم طبقت عليهم برنامج لتنمية المهارات اللغوية ثم طبق عليهم اختبار الفهم القرائى مرة أخرى فحصلت على البيانات الاتية :

درجات الاختبار القبلى	١٠-١٢-١٥-١٠-٩-١٤-١٥-٦-٤
درجات الاختبار البعدى	١٥-١٨-١٩-٢٥-٣-٢١-١٩-٢٨-١٩

و المطلوب اختبار الفرض البحثى : البرنامج التدريبى لا يسهم فى تنمية المهارات اللغوية لدى التلاميذ عينة البحث .

نلاحظ أن المجموعتين مرتبطتان حيث أنهما مجموعة واحدة أجرى عليها اختبار مرتين فى معالجتين تجريبيتين مختلفتين ، و بالرغم من أن العينتين غير متجانستين (حاول أن تتحقق من ذلك)إلا أنه يمكننا استخدام اختبار ت للمتوسطين المرتبطين لأن تأثير الإخلال بشرط التجانس فى حالة المجموعات المتساوية فى عدد بياناتها يكون ضعيفاً كما سبق و أوضحنا ،و لكن كزيادة فى الدقة سنلجأ إلى بديل لابارامترى و البديل المناسب هو اختبار ولكوكسون كالتالى:

الطريقة اليدوية :

الخطوة الأولى: إعداد الجدول الاتى :

درجات الاختبار البعدى	درجات الاختبار القبلى	الفرق	الفرق المطلق	ترتيب الفروق المطلقة	
				(+)	(-)
١٥	١٠	+٥	٥	٣	
١٨	١٢	+٦	٦	٤,٥	
١٩	١٥	+٤	٤	١,٥	
٢٥	١٠	+١٥	١٥	٧,٥	
٣	٩	-٦	٦		٤,٥
٢١	١٤	+٧	٧	٦	
١٩	١٥	+٤	٤	١,٥	
٢٨	٦	+٢٢	٢٢	٩	
١٩	٤	+١٥	١٥	٧,٥	
المجموع				٤٠,٥	٤,٥

الخطوة الثانية: استخراج مجموع رتب الفروق الموجبة ($مج_{ر\ موجب}$) و مجموع رتب الفروق السالبة ($مج_{ر\ سالب}$) كالتالى : $مج_{ر\ موجب}$ = ٤٠,٥ ، $مج_{ر\ سالب}$ =٤,٥

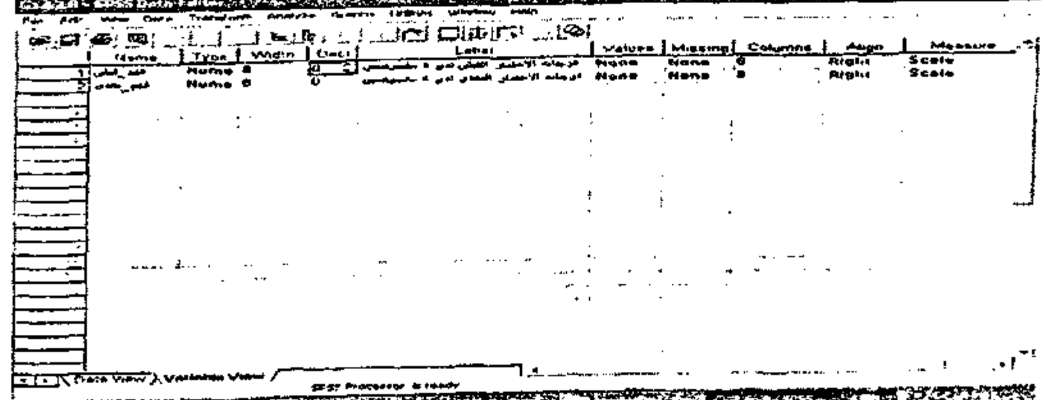
ملاحظة

للتأكيد ينبغى أن يكون (مجموع الرتب الموجبة +مجموع الرتب السالبة)=ن(ن+١)/٢

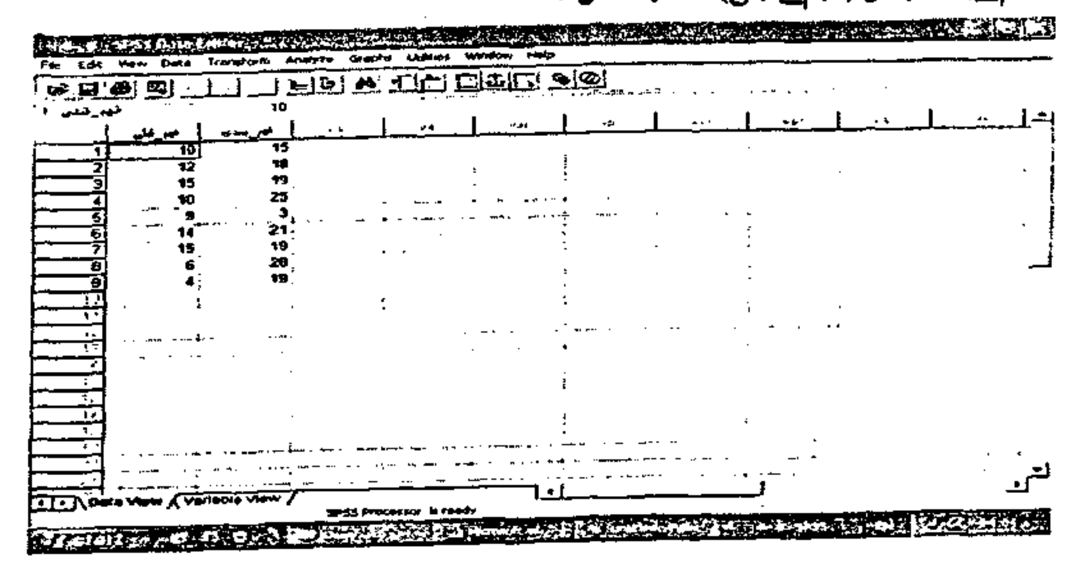
استخدام *SPSS* :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغيرين المطلوب معالجتهما احصائياً و هما (فهم_بعدى) ،و (فهم_قبلى) ، و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص من خلال الجدول التالى و الموضح أيضاً بالشاشة كالتالى:

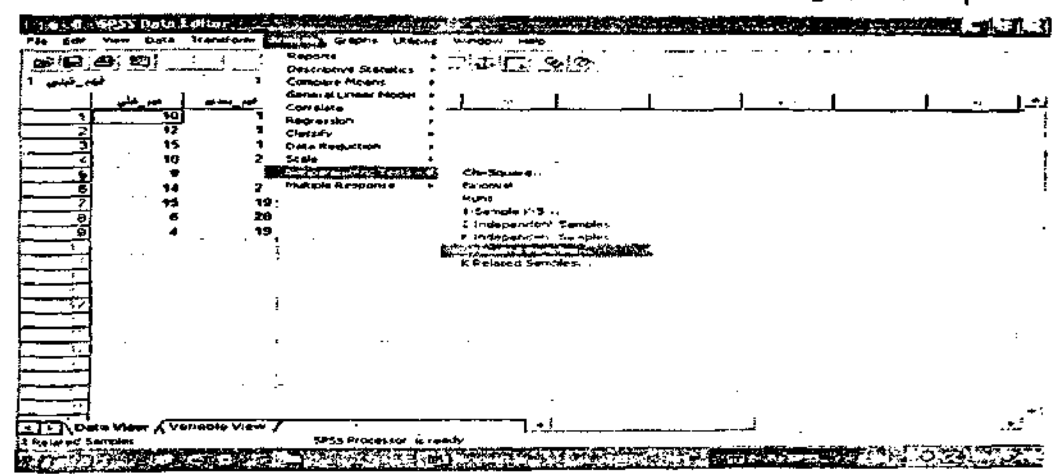
الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
فهم_قبلى	رقمى	٨	٠	درجات الاختبار القبلى لدى ٩ مفحوصين	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج
فهم_بعدى	رقمى	٨	٠	درجات الاختبار البعدى لدى ٩ مفحوصين	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج



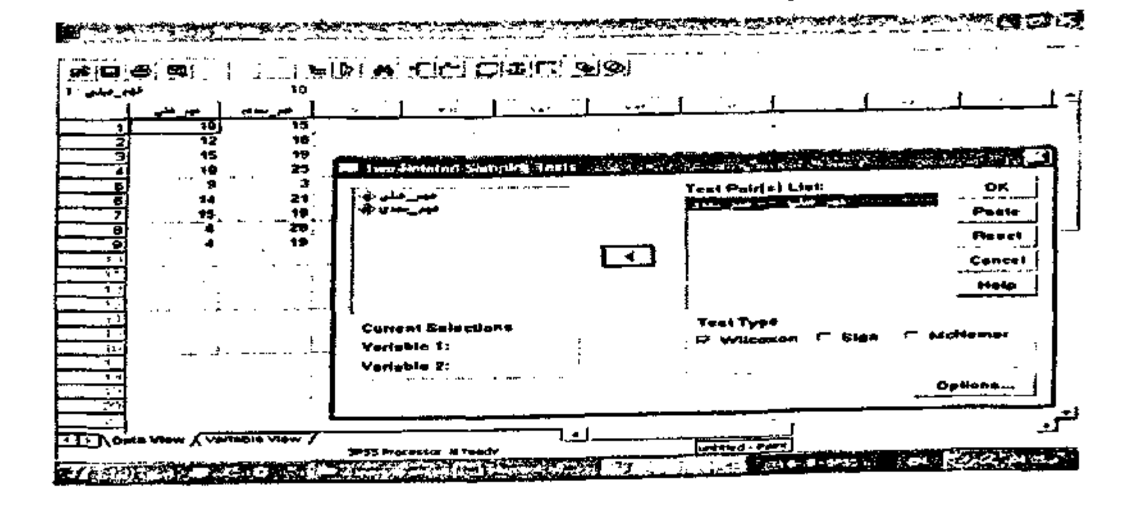
الخطوة الثانية : يتم الانتقال إلى شاشة *data view* لتدوين بيانات المتغيرين (فهم_بعدى) و (فهم_قبلى) كما بالشكل :



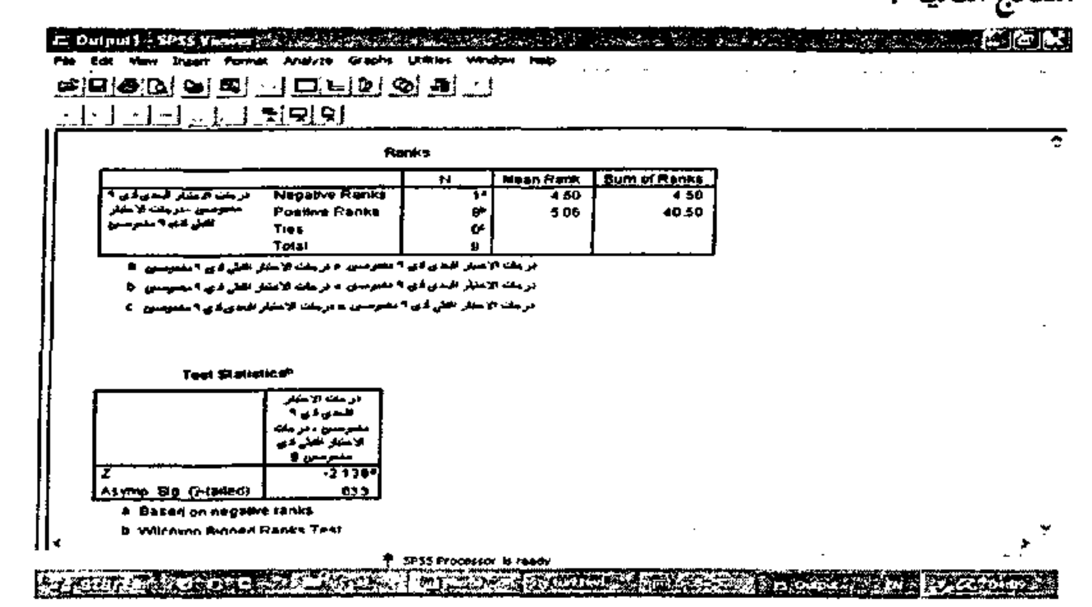
الخطوة الثالثة : نضغط على سطر الأوامر *analyze* ثم الأمر الفرعى *nonparametric tests* ثم الأمر الفرعى...*2 related samples*، كما بالشكل :



الخطوة الرابعة : سيظهر مربع حوار كما بالشكل نحدد التغير الذى متوسطه (فهم_بعدى) و ذلك بالضغط عليه و هو موجود فى يسار المربع العلوى و سنجد أنه بمجرد الضغط على هذا المتغير سيتم كتابته أمام *variable 1* الموجود فى الجزء الأيسر السفلى من مربع الحوار ، كرر نفس العملية على المتغير الثانى ، لاحظ أيضاً أنه قبل تنفيذ إحدى هاتين العمليتين أو كليهما يكون شكل سهم إدخال المتغيرات باهت و لكن بعد تنفيذ هاتين العمليتين سيصبح السهم نشطاً بما يعنى أنه مهيأ للعمل و بذلك يتم إدخال المتغيرين (فهم_بعدى ، فهم_قبلى) على هيئة زوج *pair* فى المربع المسمى *test pair(s) list* ، و سيظهر فى مربع الحوار عدة بدائل لابارامترية نختار منها *wilcoxon* (و هو الاختيار الافتراضى) كما بالشكل :



الخطوة الخامسة : بعد الضغط على الذرار *ok* نحصل على النتيجة الموضحة في شاشة النتائج التالية :


Output1 - SPSS Viewer

Ranks

		N	Mean Rank	Sum of Ranks
[illegible]	Negative Ranks	1a	4.50	4.50
	Positive Ranks	8b	5.06	40.50
	Ties	0c		
	Total	9		

Test Statistics[b]

	[illegible]
Z	-2.13[illegible]a
Asymp. Sig. (2-tailed)	.033

a. Based on negative ranks

b. Wilcoxon Signed Ranks Test

SPSS Processor is ready

مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *SPSS* :

	الطريقة اليدوية	طريقة *SPSS*
مجموع الرتب الموجبة	٤٠,٥	٤٠,٥
مجموع الرتب السالبة	٤,٥	٤,٥
أصغر مجموع في الرتب	٤,٥	٤,٥
الدلالة	المجموع الأصغر للرتب(٤,٥)<القيمة الحرجة (عند ن=٩، مستوى ٠,٠١ ، دلالة الطرفين)=١ اذا W ويلكوكسون غير دالة عند مستوى ٠,٠١ . المجموع الأصغر للرتب(٤,٥)>القيمة الحرجة (عند ن=٩، مستوى ٠,٠٥ ، دلالة الطرفين)=٥ اذا W ويلكوكسون دالة عند مستوى ٠,٠٥ . و يجب ملاحظة أنه تطرح الحالة التي لها فرق صفري من عدد البيانات عند البحث في جدول ويلكوكسون .	منطقة الشك =٠,٠٣٣ و هذا يعني دلالة W ويلكوكسون عند مستوى ٠,٠٥ ، بما يتفق مع الحل اليدوي .
الفرض المصاغ	رفض الفرض الذى تمت صياغته البرنامج التدريبي لا يسهم في تنمية المهارات اللغوية لدى التلاميذ عينة البحث .	

تفسير النتيجة المتحصل عليها تربويا:

تشير النتيجة إلى رفض الفرض الصفرى " البرنامج التدريبى لا يسهم فى تنمية المهارات اللغوية لدى التلاميذ عينة البحث" ، و من ثم قبول الفرض البديل " البرنامج التدريبى يسهم فى تنمية المهارات اللغوية لدى التلاميذ عينة البحث" ، و بالتالى يمكن الاستفادة من أنشطة هذا البرنامج و محتوياته فى مرحلة الروضة ، حيث أطفال هذه المرحلة فى أشد الحاجة إلى تنمية مهاراتهم اللغوية .

(٢) فى حالة ن >١٠ :

مثال (٦-٩) . قام باحث بتطبيق اختبار فى الذاكرة البصرية(الاختبار القبلى) على مجموعة من التلاميذ عددهم ١٤ تلميذ ، ثم طبق برنامج تدريبى عليهم لتنمية الذاكرة البصرية ، ثم قام بتطبيق نفس الاختبار مرة أخرى (الاختبار البعدى) على نفس التلاميذ

الاختبار القبلى	١٢-١٥-١٤-٦٠-١٥-١٩-٢٣-١٦-٢٤-٢٩-٢١-١١-١٩-١٧
الاختبار البعدى	٦٥-٧٠-٣٣-٤٢-٥٦-٣٠-٧٨-٣٢-٨٧-١٨-٦٥-٧٠-٧٢-٦٤

والمطلوب اختبار الفرض البحثى:

البرنامج التدريبى المعد لا يسهم فى تنمية الذاكرة البصرية لدى التلاميذ عينة البحث .

المجموعتان مرتبطتان حيث أنهما مجموعة واحدة أجرى عليها اختبار مرتين فى معالجتين تجريبيتين مختلفتين ، و إذا تحققنا من مدى توافر شروط اختبار ت سنجد أن معامل التواء مجموعة درجات الاختبار القبلى =٢.٧٧ (حاول أن تتحقق من ذلك) ، و بذلك يبتعد التوزيع عن الاعتدالية ، لذلك سنلجأ إلى بديل لابارامترى و البديل المناسب هو اختبار ولكوكسون كالتالى:

الطريقة اليدوية :

الخطوة الأولى: إعداد الجدول الاتى :

درجات الاختبار البعدى	درجات الاختبار القبلى	الفرق	الفرق المطلق	ترتيب الفروق المطلقة	
				(+)	(−)
٦٥	١٢	+٥٣	٥٣	٨,٥	
٧٠	١٥	+٥٥	٥٥	١٠,٥	
٣٣	١٤	+١٩	١٩	٥	
٤٢	٦٠	−١٨	١٨		٤
٥٦	١٥	+٤١	٤١	٦	
٣٠	١٩	+١١	١١	١,٥	
٧٨	٢٣	+٥٥	٥٥	١٠,٥	
٣٢	١٦	+١٦	١٦	٣	
٨٧	٢٤	+٦٣	٦٣	١٤	
١٨	٢٩	−١١	١١		١,٥
٦٥	٢١	+٤٤	٤٤	٧	
٧٠	١١	+٥٩	٥٩	١٣	
٧٢	١٩	+٥٣	٥٣	٨,٥	
٧٤	١٧	+٥٧	٥٧	١٢	
المجموع				٩٩,٥	٥,٥

الخطوة الثانية: استخراج مجموع رتب الفروق الموجبة ($\text{مج}_{\text{ر موجب}}$) و مجموع رتب الفروق السالبة ($\text{مج}_{\text{ر سالب}}$) كالتالى : $\text{مج}_{\text{ر موجب}}$ = ٩٩,٥ ، $\text{مج}_{\text{ر سالب}}$ =٥,٥

الخطوة الثالثة : تقريب قيمة $\text{مج}_{\text{ر موجب}}$ اعتدالياً فى ضوء المعادلة :

$$\text{ز} = \frac{\text{مج ر موجب} - \text{متوسط الرتب}}{\text{الانحراف المعيارى للرتب}} \quad .....(٦-٢٠)$$

و لكن فى حالة المجموعتين المرتبطتين يكون :

$$\text{متوسط الرتب} = \frac{\text{ن}\times(\text{ن}+١)}{٤} \quad .....(٦-٢١)$$

حيث ن عدد بيانات أزواج البيانات =٩ (فى المثال الحالى)

الانحراف المعيارى لرتب المجموعتين المرتبطتين = $\sqrt{\frac{\text{ن}\times(\text{ن}+١)\times(٢\text{ن}+١)}{٢٤}}$ .....(٦-٢٢)

بالتعويض من المعادلتين (٦-٢١) و (٦-٢٢) فى المعادلة (٦-٢٠) نجد أن :

$$\text{ز} = \frac{\text{مج ر موجب} - ٠,٢٥ \times \text{ن}(\text{ن}+١)}{\sqrt{\frac{\text{ن}(\text{ن}+١)(٢\text{ن}+١)}{٢٤}}} \quad .....(٦-٢٣)$$

$$\text{ز} = \frac{٩٩,٥ - ٠,٢٥\times١٤\times(١+١٤)}{\sqrt{\frac{١٤\times(١+١٤)\times(٢\times١٤+١)}{٢٤}}} = ٢,٩٥$$

استخدام *SPSS* :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغيرين المطلوب معالجتهما احصائياً و هما (ذاكرة_قب) ،و (ذاكرة_بع) ، و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص من خلال الجدول التالى و الموضح أيضا بالشاشة كالتالى:

الاسم	النوع	حجم المتغير	الواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
ذاكرة_قب	رقمى	٨	٠	درجات الاختبار القبلى لدى ١٤ مفحوص	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	رتبى
ذاكرة_بع	رقمى	٨	٠	درجات الاختبار البعدى لدى ١٤مفحوص	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	رتبى

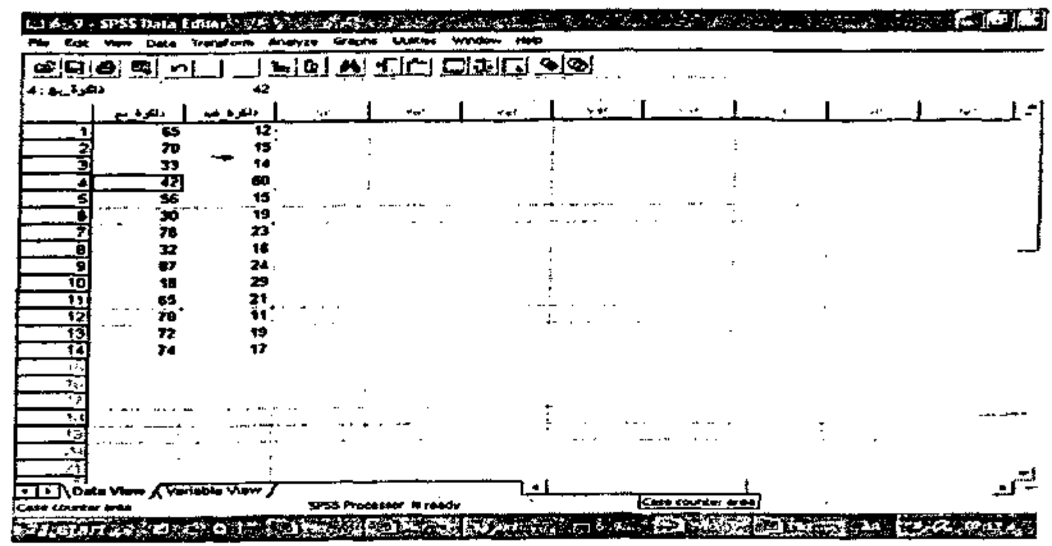
File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

	Name	Type	Width	Decimal	Label	Value	Missing	Colu	Align	Measure
1	[illegible]	Numeric	8	0	[illegible]	None	None	8	Right	Ordinal
2	[illegible]	Numeric	8	0	[illegible]	None	None	8	Right	Ordinal

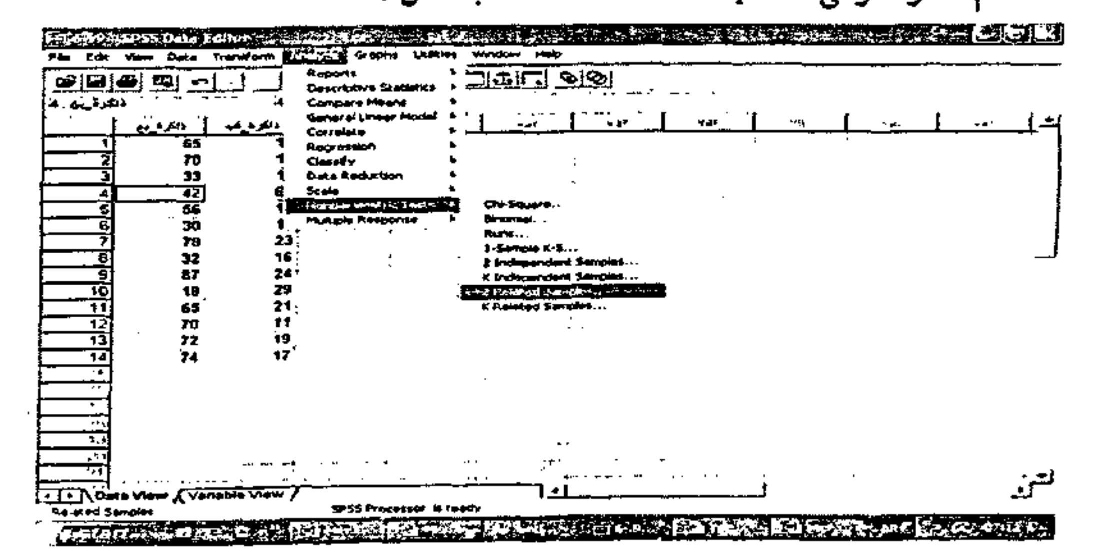
Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

الخطوة الثانية : يتم الانتقال إلى شاشة *data view* لتدوين بيانات المتغيرين (ذاكرة_بع) و (ذاكرة_قب) كما بالشكل :

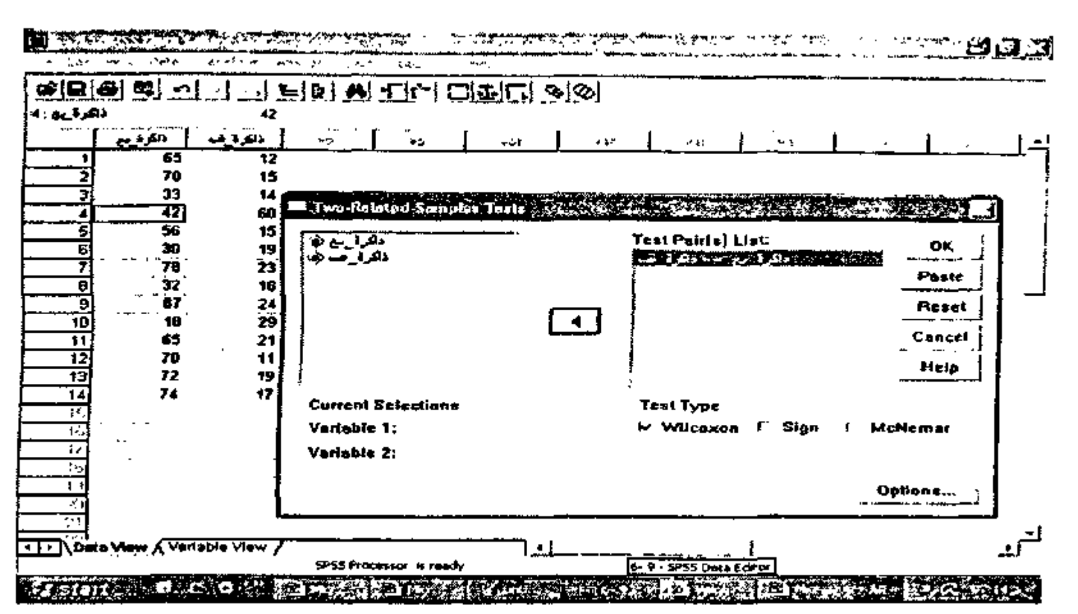


الخطوة الثالثة : نضغط على سطر الأوامر *analyze* ثم الأمر الفرعي *nonparametric tests* ثم الأمر الفرعي...*2 related samples*، كما بالشكل :

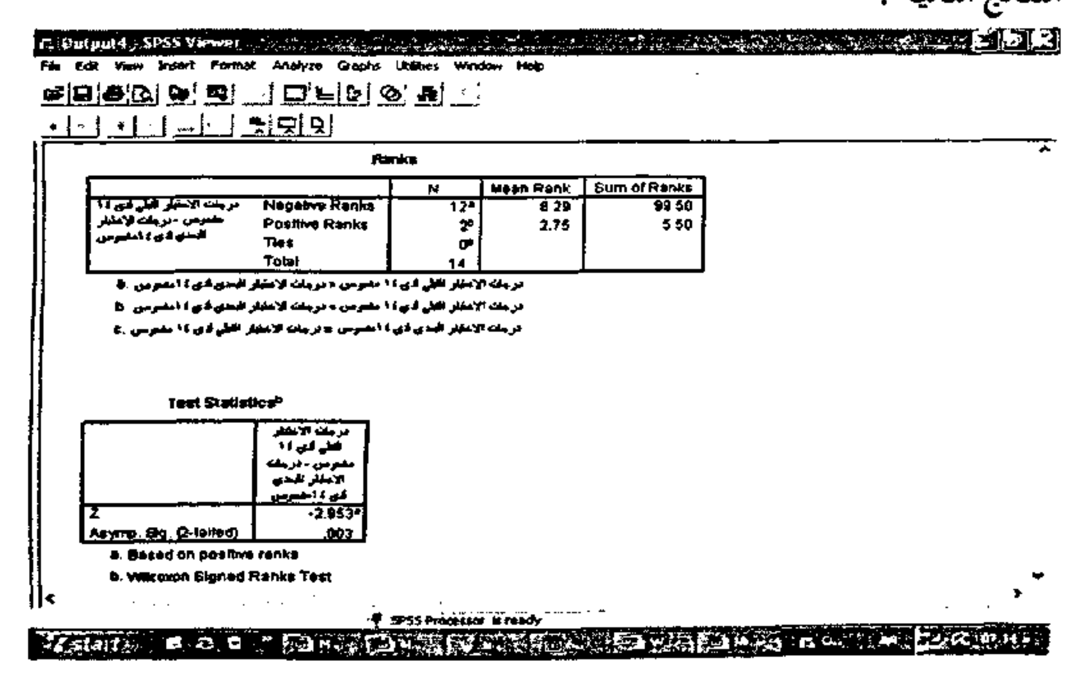


الخطوة الرابعة : سيظهر مربع حوار كما بالشكل نحدد المتغير الذى متوسطه (ذاكرة_بع) و ذلك بالضغط عليه و هو موجود فى يسار المربع العلوى و سنجد أنه بمجرد الضغط على هذا المتغير سيتم كتابته أمام *variable 1* الموجود فى الجزء الأيسر السفلى من مربع الحوار ، كرر نفس العملية على المتغير الثانى ، لاحظ أيضاً أنه قبل تنفيذ إحدى هاتين العمليتين أو كليهما يكون شكل سهم إدخال المتغيرات باهت و لكن

بعد تنفيذ هاتين العمليتين سيصبح السهم نشطاً بما يعنى أنه مهيأ للعمل و بذلك يتم إدخال المتغيرين (ذاكرة_بع ، ذاكرة_قب) على هيئة زوج *pair* فى المربع المسمى *test pair(s) list* ، و سيظهر في مربع الحوار عدة بدائل لابارامترية نختار منها *wilcoxon* (و هو الاختيار الافتراضي) كما بالشكل :



الخطوة الخامسة : بعد الضغط على الذرار *ok* نحصل على النتيجة الموضحة فى شاشة النتائج التالية :



مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *SPSS* :

	الطريقة اليدوية	طريقة *SPSS*
مجموع الرتب الموجبة	٩٩,٥	٩٩,٥
مجموع الرتب السالبة	٥,٥	٥,٥
النسبة الحرجة(ذ)	٢,٩٥	٢,٩٥-
اختلاف الاشارة	الاختلاف في الإشارة يرجع إلى أن النسبة الحرجة يمكن حسابها سواء باستخدام مجموع الرتب الموجبة أو مجموع الرتب السالبة و فى الحالتين سيعطى نفس القيمة المطلقة و لكن بفارق الاشارة التي يمكن اهمالها و بالتالى فان نتيجتى الطريقة اليدوية و طريقة *SPSS* يسيران في نفس الاتجاه	
الدلالة	ن المحسوبة = ٢,٩٥ > ن الجدولية عند مستوى ٠,٠١ ، دلالة الطرفين)=٢,٥٨ اذا *w* ويلكوكسون دالة عند مستوى ٠,٠١ .	منطقة الشك =٠,٠٠٣ و هذا يعني دلالة *w* ويلكوكسون عند مستوى ٠,٠١، بما يتفق مع الحل اليدوى .
الفرض المصاغ	رفض الفرض الذى تمت صياغته البرنامج التدريبى لا يسهم فى تنمية الذاكرة البصرية لدى التلاميذ عينة البحث .	

تفسير النتيجة المتحصل عليها تربويا:

تشير النتيجة إلى رفض الفرض الصفرى " البرنامج التدريبى لا يسهم فى تنمية الذاكرة البصرية لدى التلاميذ عينة البحث" ، و من ثم قبول الفرض البديل " البرنامج التدريبى يسهم فى تنمية الذاكرة البصرية لدى التلاميذ عينة البحث" ، و بالتالى يمكن الاستفادة من أنشطة هذا البرنامج و محتوياته فى المراحل المبكرة من التعليم ، و كذلك فى مجال الفئات الخاصة سواء المتخلفين عقلياً أو ضعاف البصر أو ذوى صعوبات التعلم و الذين هم فى حاجة إلى هذا النوع من أنواع الذاكرة .

ملاحظة

أوضح كل من (زكريا الشربينى ،٢٠٠١، ٢٨١ ؛محسوب عبد القادر، ٢٠٠٦ ،٦٩) أنه فى حالة وجود رتب مكررة للفروق فإنه يفضل استخدام التقريب الاعتدالى لتوزيع ويلكوكسون بغض النظر عن عدد البيانات .

ثانياً: تحليل التباين

analysis of variance

يهدف أسلوب تحليل التباين للتعرف على دلالة الفروق بين متوسطي مجموعتين أو متوسطات أكثر من مجموعتين على المتغير التابع و ذلك عن طريق تحليل تباين درجات المتغير التابع داخل كل مجموعة(التباين داخل المجموعات) ، و كذلك التباين بين المجموعات.

و في هذا الصدد يشير *(vogt,2005,i)* في قاموسه أن تحليل التباين بين المجموعات هو التباين المفسر *explained* بواسطة المعالجات التي تتعرض لها المجموعات، أما تحليل التباين داخل المجموعات يعني تباين الخطأ أو التباين غير المفسر *unexplained* حيث الاختلافات هنا تكون بين الأفراد داخل كل مجموعة و لا يمكن تفسيرها بواسطة الفروق بين المعالجات التي تتعرض لها المجموعات .

متى أستخدم أسلوب تحليل التباين:

هناك بعض الشروط الواجب توافرها لكي أستخدم أسلوب تحليل التباين و هي نفس الشروط الخاصة باختبار ت كالتالي:

١- في حالة وجود مجموعتين من البيانات أو أكثر.

٢-في حالة كون البيانات الخاصة بالمجموعتين(المجموعات) من النوع الفترى .

٣-في حالة اعتدالية توزيع بيانات المتغير التابع .

٤-في حالة وجود تجانس بين المجموعتين(المجموعات) الداخلة في التحليل .

لماذا لا أستخدم اختبار ت بدلاً من تحليل التباين؟

في الحقيقة أنه يمكن استخدام اختبار ت كبديل لتحيل التباين في حالة وجود مجموعتين فقط حيث في هذه الحالة و طالما هناك توافر في الشروط اللازمة لإجراء الاختبارين فان كل منهما يعد مكافئاً للآخر ، بل و هناك علاقة رياضية تجمع بينهما وهي :

$ت = \sqrt{ف}$ .....(٦-٢٤) أو: $ف = ت^2$ .....(٦-٢٥)

حيث ف هي الإحصاءة الخاصة بتحليل التباين فى حالة وجود مجموعتين ، أما في حالة وجود أكثر من مجموعتين فى هذه الحالة سيصبح من الصعب استخدام اختبار ت لان اختبار ت يصلح للمقارنة بين متوسطى مجموعتين فقط مما سيجعلنا نجرى اختبار ت أكثر من مرة و كلما زاد عدد المجموعات كلما زادت عدد المرات التى سنجرى فيها اختبار ت ، و فى الواقع فانه إذا كان عدد المجموعات المطلوب التعرف على دلالة الفروق بين متوسطاتهم ن ، فإننا إذا استخدمنا اختبار ت فإننا سنجرى هذا الاختبار بين كل مجموعتين على حدة ، و سيكون عدد المرات التى سنجرى فيها اختبار ت = ٠,٥×ن×(ن-١) ، فإذا كان مثلاً عدد المجموعات ٣ فان عدد المرات التى سنجرى فيها اختبار ت =٠,٥×٣×(٣-١) = ٣ ، وإذا كان مثلاً عدد المجموعات ٤ فان عدد المرات التى سنجرى فيها اختبار ت =٠,٥×٤×(٤-١) =٦ ، و هكذا مما سيمثل صعوبة حقيقية أضف إلى ذلك أن كل إجراء لهذا الاختبار سيتطلب التعرف على دلالته الإحصائية الخاصة به ، و تفادياً لذلك نستخدم أسلوب تحليل التباين الذى يقوم بالتعرف على دلالة الفروق بين متوسطى (مجموعتين) أو متوسطات أكثر من مجموعتين فى نفس الوقت و يقدم قيمة واحدة تعبر عن هذه الفروق ، كما أننا نقوم بالتعرف على الدلالة الإحصائية لهذه القيمة فقط ، كما يمتاز تحليل التباين بميزة أخرى و هى قدرته على التعرف على تأثير أكثر من متغير مستقل على متغير تابع واحد و هو ما يسمى بتحليل التباين العاملى تمييزاً له عن تحليل التباين البسيط الذى يهدف إلى التعرف على تأثير متغير مستقل واحد على متغير تابع واحد .

أنواع تحليل التباين:

١-- تحليل التباين الذى يحتوى على متغير تابع واحد فقط و يسمى تحليل التباين ذى المتغير التابع الواحد *analysis of variance (anova)* **و يمكن تصنيفه إلى** :

أ- من حيث عدد المجموعات الداخلة فى التحليل :

(١) : تحليل التباين الذى يهدف إلى التعرف على دلالة الفروق بين مجموعتين فقط .

مثال : تحليل التباين الذى يهدف إلى التعرف على دلالة الفروق بين ذكاء الذكور و ذكاء الإناث .

(٢)- تحليل التباين الذى يهدف إلى التعرف على دلالة الفروق بين أكثر من مجموعتين

مثال : تحليل التباين الذى يهدف إلى التعرف على دلالة الفروق بين الدافعية الدراسية لثلاث مجموعات مثلاً (طلاب التعليم الثانوى الزراعى-طلاب التعليم الثانوى الصناعى-طلاب التعليم الثانوى التجارى) .

ب- من حيث عدد المتغيرات المستقلة :

(١) : تحليل التباين الذى يهدف إلى التعرف على تأثير متغير مستقل واحد على متغير تابع :و يسمى تحليل التباين البسيط أو تحليل التباين أحادى الاتجاه *one-way anova* ، و كلمة أحادى لأنه يهتم بتأثير متغير مستقل واحد فقط على المتغير التابع ، و ينقسم تحليل التباين أحادى الاتجاه إلى:

(١-أ) :تحليل التباين أحادى الاتجاه الذى يحتوى على مستويين فقط للمتغير المستقل :

مثال : تحليل التباين الذى يهدف إلى التعرف على دلالة الفروق بين ذكاء الذكور و ذكاء الإناث ، فتحليل التباين هنا من نوع تحليل التباين أحادى الاتجاه لأنه يحتوى على متغير مستقل واحد فقط هو النوع (ذكر-أنثى) ، كما أن المتغير المستقل يحتوى على مستويين فقط هما (ذكر-أنثى) ، أما المتغير التابع فهو الذكاء .

(٢-ب) : تحليل التباين أحادى الاتجاه الذى يحتوى على ٣ مستويات للمتغير المستقل:

مثال: تحليل التباين الذى يهدف إلى التعرف على دلالة الفروق بين الدافعية الدراسية لثلاث مجموعات مثلاً (طلاب التعليم الثانوى الزراعى-طلاب التعليم الثانوى الصناعى-طلاب التعليم الثانوى التجارى) .

فالمتغير المستقل هنا هو نوع التعليم الثانوى (زراعى-صناعى-تجارى) و يسمى المتغير المستقل هنا متغير مستقل ذى ثلاثة مستويات ، أما المتغير التابع فهو : الدافعية الدراسية .

و هناك أنواع أخرى من تحليل التباين البسيط تحتوى على متغيرات مستقلة مصنفة إلى أكثر من ٣ مستويات و لكن المعتاد يكون مستويين أو ثلاثة .

(٢) : تحليل التباين الذى يهدف إلى التعرف على تأثير أكثر من متغير مستقل على متغير تابع : و يسمى تحليل التباين العاملى *factorial analysis of variance* ، و كلمة عامل هنا تعنى عدد المتغيرات المستقلة (العوامل) و المطلوب معرفة تأثيرها على المتغير التابع :

(٢-أ) : تحليل عاملى ذى النمط (٢×٢) : و يعنى ذلك أن التحليل العاملى يتكون من متغيرين مستقلين فقط و كل متغير مستقل يحتوى على مستويين فقط ، و لكن يجب أن تعرف أن الرقم الأول هنا(٢) يشير إلى عدد مستويات المتغير المستقل الأول(٢) ، و الرقم الثانى(٢) يشير إلى عدد مستويات المتغير المستقل الثانى (٢) .

مثال :*تحليل التباين الذى يهدف إلى التعرف على دلالة الفروق بين التحصيل الدراسى* لأربع مجموعات (الطلاب الذكور المتخصصين علمياً -الطلاب الذكور المتخصصين أدبياً- الطالبات الإناث المتخصصات علمياً- الطالبات الإناث المتخصصات أدبياً) .

فالمتغيران المستقلان هنا هما : التخصص (علمى-أدبى) ، و النوع(ذكر-أنثى) ، و كل منهما له مستويان فقط ، أما المتغير التابع فهو : التحصيل الدراسى ، و بالتالى يكون التحليل العاملى من النوع (٢×٢) .

(٢-ب) : تحليل تباين عاملى من النوع (٢×٣) : يعنى ذلك أن التحليل العاملى يتكون من متغيرين مستقلين التغير الأول يتكون من مستويين و المتغير الثانى يتكون من ٣ مستويات .

مثال : تحليل التباين العاملى الذى يهدف إلى التعرف على دلالة الفروق بين الذكاء الوجدانى لدى ٦ مجموعات (الذكور مرتفعى التحصيل- -الذكور متوسطى التحصيل- الذكور منخفضى التحصيل – الإناث مرتفعات التحصيل- -الإناث متوسطات التحصيل- الإناث منخفضات التحصيل).

هذا النوع من تحليل التباين العاملى يحتوى أيضاً على متغيرين مستقلين هما النوع و التحصيل ، و المتغير المستقل الأول النوع يحتوى على مستويين (ذكر-أنثى)، أما المتغير المستقل الثانى التحصيل فيحتوى على ٣ مستويات (مرتفع-متوسط-منخفض) .

٢- **تحليل التباين الذى يحتوى على أكثر من متغير تابع** : و يسمى تحليل التباين المتعدد *multiple analysis of variance(manova)* ، و لكننا سنكتفى هنا بتحليل التباين الذى يحتوى على متغير تابع واحد نظراً لشيوع استخدامه فى البحوث التربوية و النفسية .

٣- **تحليل التباين ذى القياسات المتكررة** *repeated measures* : الانواع السابقة من تحليل التباين يمكن درجها تحت ما يسمى القياسات المستقلة أى استقلال المجموعات الداخلة فى التحليل ، و لكن هناك نوع من تحليل التباين تكون فيه المجموعات مرتبطة أى نفس المفحوصين فى كل مجموعة و لكن (يكرر عليهم القياس) فى ظرف تجريبى مختلف و هو ما يسمى بالقياسات المتكررة .

المقارنات البعدية : *Post Hoc Multiple Comparisons* :

إذا كان هناك مجموعتان فقط فى تحليل التباين و كانت نسبة ف دالة إحصائية فان الفرق بين المتوسطين يمكن إرجاعه مباشرة إلى اختلاف المجموعتين عن بعضهما البعض ، و لكن إذا كان هناك ثلاث مجموعات و كانت نسبة ف دالة فان السؤال الذى يسترعى الانتباه ما هو الفرق المسئول عن وجود دلالة إحصائية لقيمة ف هل الفرق بين المجموعة الأولى و الثانية أم المجموعة الأولى و الثالثة أم المجموعة الثانية و الثالثة ، و على ذلك نحتاج فى حالة وجود أكثر من مجموعتين إلى إجراء ما يسمى بالمقارنات البعدية لمعرفة الفرق الثنائى أو أكثر الذى أسهم فى وجود دلالة لقيمة ف ، و فى الواقع هناك أساليب كثيرة تستخدم للتعرف على المقارنات البعدية منها اختبار توكى *Tukey* و هو يتشابه إلى حد كبير مع اختبار آخر للمقارنات المتعددة يسمى اختبار ستيودنت -نيومان-كيولز *Student-Newman-Keules (SNK)* و فيما يلى أوجه الشبه و الاختلاف بين الاختبارين:

ستيودنت-نيومان-كيولز (S-N-K)	توكى
- يتم ترتيب متوسطات المجموعات تصاعدياً	١- يتم ترتيب متوسطات المجموعات تصاعدياً
يتم معرفة الفرق بين أكبر متوسط و أصغر متوسط أولاً	يتم معرفة الفرق بين أكبر متوسط و أصغر متوسط أولاً
يتم قسمة هذا الفرق على الخطأ المعيارى لمتوسط المربعات داخل المجموعات .	يتم قسمة هذا الفرق على الخطأ المعيارى لمتوسط المربعات داخل المجموعات .
القيمة الناتجة تسمى بالفرق الملاحظ	القيمة الناتجة تسمى بالفرق الملاحظ
القيمة الحرجة للفرق تختلف باختلاف المتوسطين الذين سيتم المقارنة بينهم .و يرجع الاختلاف إلى اختلاف درجات الحرية الخاصة بالبسط (و بالتالى اختلاف القيمة الحرجة) فإذا قارنا بين متوسطين متتالين تكون درجة الحرية للبسط =٢، و إذا قارنا بين متوسطين غير متتالين تكون درجة الحرية للبسط تساوى عدد كل المتوسطات الداخلة في مدى الفرق فمثلاً عند مقارنة م٢ =٧,٨٣ و م١ =٣,٥ و كان هناك متوسط ثالث محصور بينهما هو م٣ =٢,٥ و بذلك نجد أن درجة حرية المتوسطات للفرق م٢-م١ =٣ أى (م٢ ، م٣ ، م١)	القيمة الحرجة للفرق ثابتة عند أى مقارنة ثنائية و هى تساوى القيمة الجدولية المأخوذة من جدول توزيع المدى المعيارى عند درجات حرية تساوى عدد كل المتوسطات للبسط و (عدد الأفراد-عدد المتوسطات للعمود).
إذا كان الفرق الملاحظ دال ، نستكمل اختبار باقى الفروق ، و ذلك بمعرفة الفرق بين أكبر متوسط و المتوسط التالى فى الصغر ثم استكمال باقى الخطوات السابقة ، أما إذا كان الفرق غير دال فلا يوجد أى داعى لتكملة الاختبار لان كل الفروق الباقية ستكون حتماً غير دالة	إذا كان الفرق الملاحظ دال ، نستكمل اختبار باقى الفروق ، و ذلك بمعرفة الفرق بين أكبر متوسط و المتوسط التالى فى الصغر ثم استكمال باقى الخطوات السابقة ، أما إذا كان الفرق غير دال فلا يوجد أى داعى لتكملة الاختبار لان كل الفروق الباقية ستكون حتماً غير دالة .
يتحكم فى خطأ التجربة لكل مقارنة بصورة مستقلة عن باقى المقارنات الثنائية .	يتحكم فى خطأ التجربة فى كل المقارنات الثنائية مرة واحدة.
يمكن أن يزيد احتمالية الوقوع فى النوع الأول من الخطأ (خطأ ألفا) على ٠,٠٥ .	يجعل احتمالية الوقوع فى النوع الأول من الخطأ (خطأ ألفا) لا يزيد عن ٠,٠٥ .

و لذلك إذا تأملنا الجدول السابق نجد أن خطوات إجراء اختبار توكى هى نفسها خطوات إجراء اختبار *S-N-K* مع اختلاف القيمة الحرجة ، كما أن اختبار توكى يمتلك مزايا تجعل من المفضل استخدامه ، و لذلك يسمى اختبار توكى اختبار توكى للفرق الدال الموثوق به *Tukey's Honestly Significant Difference Test (HSD)* ، و ينبغى معرفة

أن إجراء المقارنات البعدية و منها اختبار توكى يتم اجراؤه فى حالة وجود دلالة إحصائية لقيمة ف و فى حالة وجود أكثر من مجموعتين فى تحليل التباين أحادى الاتجاه (أى وجود أكثر من مستويين للمتغير المستقل) .

و سيتضح ذلك من ثنايا الأمثلة التالية التى سيتم عرضها .

تحليل التباين أحادى الاتجاه: *one-way anova :* :

مثال (٦-١) : قام باحث بدراسة هدفها التعرف على أثر النوع(ذكر-أنثى) على دافعية التلاميذ فقام باختيار مجموعة من الطالبات و مجموعة من الطلاب و قام بقياس الدافعية الدراسية عليهم فحصل على البيانات التالية :

درجات الطالبات	٨-٩-١٤-١١-١٠-٨-٧-٩-١٠-٩-١١-١٤
درجات الطلاب	٢٢-١٩-١٩-٢١-١٩-٢٠-٢٠-٢٢-٢٣-١٩-٢٠-٢٥-٢٤-٢٣

و المطلوب اختبار الفرض البحثى : توجد فروق ذات دلالة بين متوسطى الذكور و الإناث فى الدافعية الدراسية .

إننا أمام حالة فيها متغير مستقل واحد هو النوع و الذى له مستويان (ذكر-أنثى) و متغير تابع واحد هو : الدافعية الدراسية و من ثم يمكن إجراء تحليل التباين أحادى الاتجاه ذى المستويين بعد التحقق من الافتراضات كالتالى:

الشرط الأول: يوجد مجموعتين من البيانات ، الشرط الثانى : بيانات المتغير التابع من النوع الفترى، الشرط الثالث :معامل الالتواء لبيانات المجموعتين هما لمجموعة الذكور(٠,٨٤٢) ، و لمجموعة الاناث(٠,٥٤٤) و بذلك نجد شرط الاعتدالية محقق ، الشرط الرابع : يتم التحقق من شرط التجانس كالتالى: تباين مجموعة الذكور= ٤,٩١ ، تباين مجموعة الاناث =٤,١٣ ، إذا فكوكران=٩,٠٤/٤,٩١= ٠,٥٤ ، و بالبحث فى جدول فكوكران (٠,٠٥) عن قيمة ف الجدولية عند (١٣) للصف ، (٢) للعمود نجد أن فكوكران الجدولية تقع بين (٠,٧٩ و ٠,٧٣) ، مما يشير إلى تحقق شرط التجانس ، و من ثم يمكننا إجراء أسلوب تحليل التباين أحادى الاتجاه كالتالى:

الطريقة اليدوية : (الطريقة اليدوية التى يتم استخدامها تصلح فى حالة المجموعات المتساوية فى عدد بياناتها و كذلك غير المتساوية) .

الخطوة الأولى : نوجد المجموع الكلى للمربعات: و هو يساوى مجموع مربعات انحرافات كل درجة فى المجموعتين(س) عن المتوسط العام لجميع الدرجات فى المجموعتين معاً (ﻫ)أى أن :   المجموع الكلى للمربعات =مج(س−ﻫ)^{٢} .....(٦−٢٦)

متوسط المجموعة الأولى ($م_{١}$) =١٠ ، متوسط المجموعة الثانية($م_{٢}$) =٢١,١٤، ﻫ= ١٦

تدريب
أثبت قيم المتوسطات السابقة

إذا : المجموع الكلى للمربعات = مج (س− ﻫ)^{٢} = (٨−١٦)^{٢} + (٩−١٦)^{٢} + (١٤−١٦)^{٢} + (١١−١٦)^{٢} + (١٠−١٦)^{٢} + (٨−١٦)^{٢} + (٧−١٦)^{٢} + (٩−١٦)^{٢} + (١٠−١٦)^{٢} + (٩−١٦)^{٢} + (١١−١٦)^{٢} + (١٤−١٦)^{٢} + (٢٢−١٦)^{٢} + (١٩−١٦)^{٢} + (١٩−١٦)^{٢} + (٢١−١٦)^{٢} + (١٩−١٦)^{٢} + (٢٠−١٦)^{٢} + (٢٠−١٦)^{٢} + (٢٢−١٦)^{٢} + (٢٣−١٦)^{٢} + (١٩−١٦)^{٢} + (٢٠−١٦)^{٢} + (٢٥−١٦)^{٢} + (٢٤−١٦)^{٢} + (٢٣−١٦)^{٢} = ٩١٠

إذا المجموع الكلى للمربعات =٩١٠ .

الخطوة الثانية : نوجد مجموع المربعات بين المجموعات و هو يساوى مجموع حواصل ضرب عدد كل مجموعة فى مربع انحراف متوسط المجموعة عن المتوسط العام للمجموعتين معا

مجموع المربعات بين المجموعات = $ن_{١}$($م_{١}$−ﻫ)^{٢} +$ن_{٢}$ ($م_{٢}$ −ﻫ)^{٢} ...(٦−٢٧)

حيث ﻫ : متوسط المجموعتين معاً ، $ن_{١}$، $م_{١}$: عدد بيانات و متوسط المجموعة الأولى ، $ن_{٢}$ ، $م_{٢}$: عدد بيانات و متوسط المجموعة الثانية .

$ن_{١}$ =١٢ ، $م_{١}$ =١٠ ، $ن_{٢}$ =١٤ ، $م_{٢}$ =٢١,١٤ ، ﻫ = ١٦

إذا مجموع المربعات بين المجموعات = ١٢ ×(١٠−١٦)^{٢} + ١٤ ×(٢١,١٤ −١٦)^{٢} =٨٠١,٨٧

الخطوة الثالثة : إيجاد مجموع المربعات داخل المجموعات و هو يساوى مجموع مربعات انحرافات درجات كل مجموعة عن متوسط المجموعة .

مجموع المربعات داخل المجموعات = مج($س_{١}$ – $م_{١}$)^{٢} + مج ($س_{٢}$ – $م_{٢}$)^{٢} .....(٦–٢٨)

حيث $س_{١}$: ترمز إلى أى درجة فى المجموعة الأولى ، $س_{٢}$: ترمز إلى أى درجة فى المجموعة الثانية .

مجموع المربعات داخل المجموعات = (٨–١٠)^{٢} + (٩–١٠)^{٢} + (١٤–١٠)^{٢} + (١١–١٠)^{٢} +
(١٠–١٠)^{٢} + (٨–١٠)^{٢} + (٧–١٠)^{٢} + (٩–١٠)^{٢} + (١٠–١٠)^{٢} + (٩–١٠)^{٢} + (١١–١٠)^{٢} + (١٤–١٠)^{٢}
+ (٢٢–٢١,١٤)^{٢} + (١٩–٢١,١٤)^{٢} + (١٩–٢١,١٤)^{٢} + (٢١–٢١,١٤)^{٢} + (١٩–٢١,١٤)^{٢} + (٢٠–
٢١,١٤)^{٢} + (٢٠–٢١,١٤)^{٢} + (٢٢–٢١,١٤)^{٢} + (٢٣–٢١,١٤)^{٢} + (١٩–٢١,١٤)^{٢} + (٢٠–٢١,١٤)^{٢} +
(٢٥–٢١,١٤)^{٢} + (٢٤–٢١,١٤)^{٢} + (٢٣–٢١,١٤)^{٢} =١٠٧,٧١

إذا : مجموع المربعات داخل المجموعات = ١٠٧,٧١ .

ملاحظة
و للتأكيد نجد أن :
مجموع المربعات الكلى= مجموع المربعات بين المجموعات + مجموع المربعات داخل المجموعات..(٦–٢٩)
أى أن : مجموع المربعات الكلى(٩١٠)= مجموع المربعات بين المجموعات (٨٠١,٨٧) + مجموع المربعات داخل المجموعات(١٠٧.٧١) و إن كانت هناك فروق طفيفة فهى نتيجة التقريب

الخطوة الرابعة: نوجد التباين بين المجموعات(أى متوسط المربعات بين المجموعات) و هو يساوى مجموع المربعات بين المجموعات مقسوماً على درجات الحرية بين المجموعات و التى تساوى (عدد المجموعات–١) .

$$\text{التباين بين المجموعات} = \frac{\text{مجموع المربعات بين المجموعات}}{\text{عدد المجموعات} - ١} \quad .....(٦–٣٠)$$

$$\text{التباين بين المجموعات} = \frac{٨٠١,٨٧}{٢–١} = ٨٠١,٨٧$$

الخطوة الخامسة نوجد التباين داخل المجموعات(أى متوسط المربعات داخل المجموعات ، و يسمى أيضا تباين الخطأ) و هو يساوى مجموع المربعات داخل المجموعات مقسوماً على درجات الحرية داخل المجموعات و التى تساوى (عدد الأفراد-عدد المجموعات) .

$$\text{التباين داخل المجموعات} = \frac{\text{مجموع المربعات داخل المجموعات}}{\text{عدد الأفراد - عدد المجموعات}} \quad \text{.....(٦-٣١)}$$

$$\text{التباين داخل المجموعات} = \frac{١٠٧,٧١}{٢٦-٢} = ٤,٤٩$$

الخطوة السادسة: نوجد التباين الكلى و هو يساوى مجموع المربعات الكلية مقسوماً على درجات الحرية الكلية و التى تساوى (عدد الأفراد-١) .

$$\text{التباين الكلى} = \frac{\text{مجموع المربعات الكلية}}{\text{عدد الأفراد - ١}} \quad \text{.....(٦-٣٢)}$$

$$\text{التباين الكلى} = \frac{٩١٠}{٢٦-١} = ٣٦,٤$$

الخطوة السابعة نوجد النسبة الفائية (ف) من القانون التالى :

$$\text{ف} = \frac{\text{التباين بين المجموعات}}{\text{التباين داخل المجموعات}} \quad \text{.....(٦-٣٣)}$$

$$\text{ف} = \frac{٨٠١,٨٧}{٤,٤٩} = ١٧٨,٥٩$$

استخدام *SPSS* :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغيرين المطلوب معالجتهما إحصائياً ، و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص من خلال الجدول التالى و الموضح أيضاً بالشاشة كالتالى:

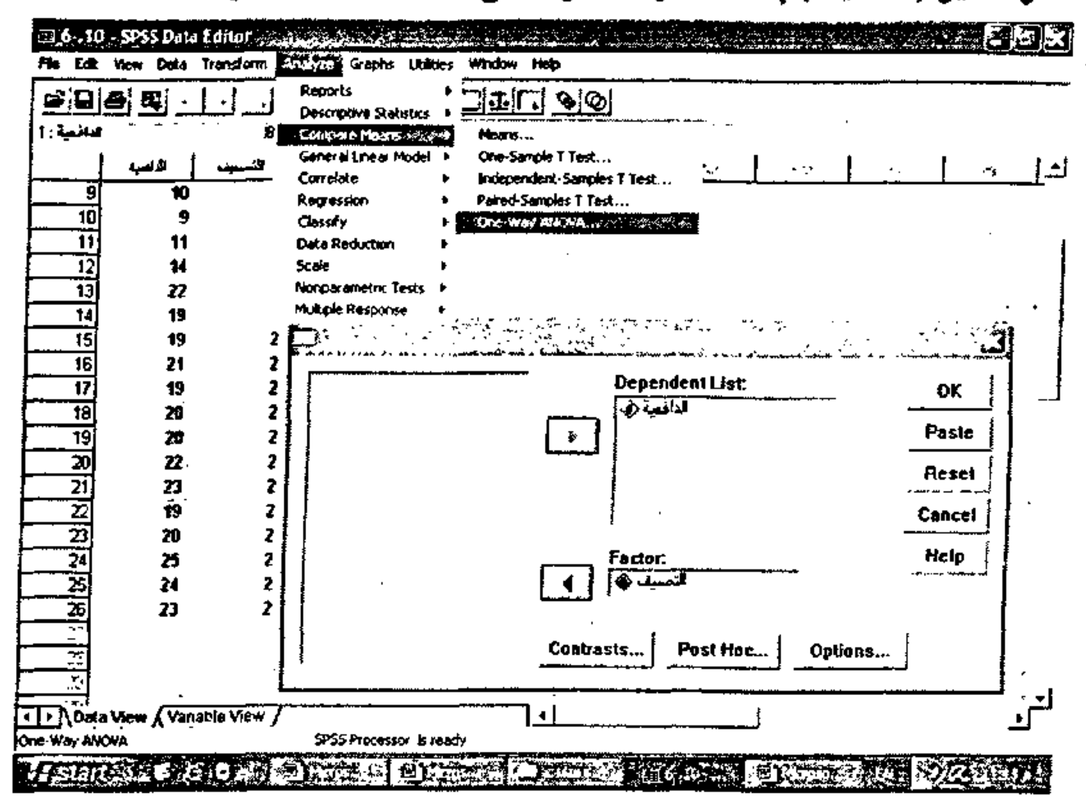
الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
الدافعية	رقمي	٨	٠	درجات ٢٦ مفحوص في الدافعية الدراسية بالثانوية العامة	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج
التصنيف	رقمي	٨	٠	تصنيف المفحوصين (١. ذكور).(٢، إناث)	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج

	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure
1	الدافعية	Numeric	8	0	درجات ٢٦ مفحوص في الدافعية الدراسية بالثانوية العامة	None	None	8	Right	Scale
2	التصنيف	Numeric	8	0	تصنيف المفحوصين (١. ذكور).(٢، إناث)	{1, ذكور}	None	8	Right	Scale

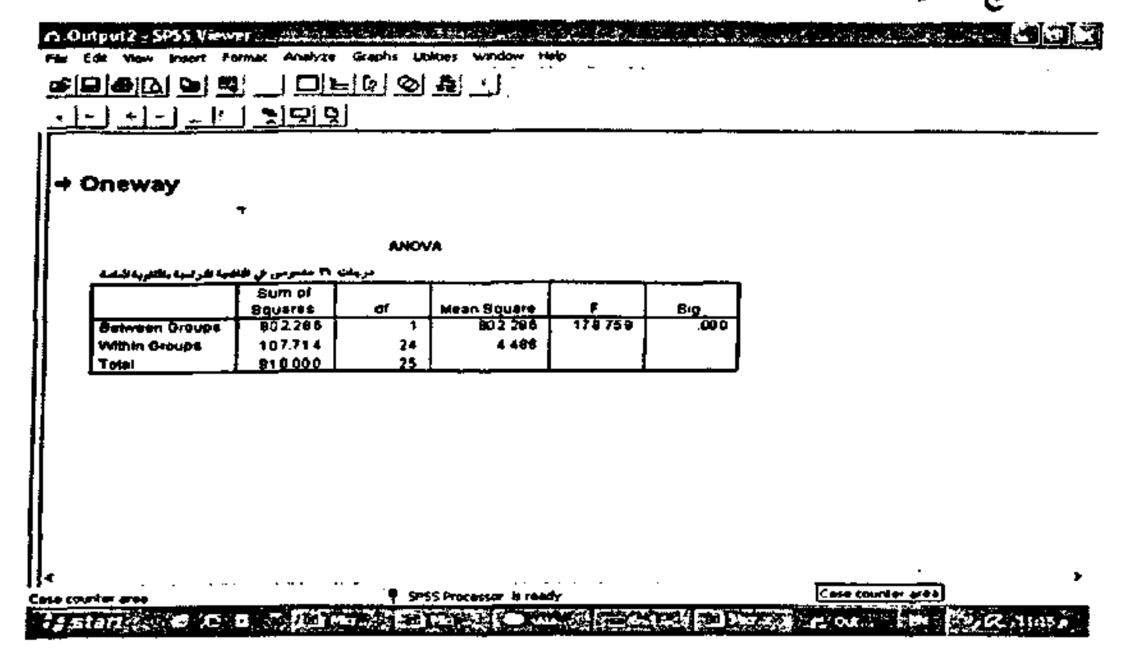
الخطوة الثانية : يتم الانتقال إلى شاشة *data view* لتدوين بيانات المتغيرين (الدافعية)،(التصنيف) كما بالشكل :

	الدافعية	التصنيف
9	10	1
10	8	1
11	11	1
12	14	1
13	22	2
14	19	2
15	19	2
16	21	2
17	18	2
18	20	2
19	20	2
20	22	2
21	23	2
22	19	2
23	20	2
24	25	2
25	24	2
26	23	2

الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر *analyze* نختار الأمر الفرعي *compare means* ثم الأمر الفرعي *one-way anova* ، ندخل المتغير الدافعية إلى المربع المسمى *dependent list* ، و المتغير (التصنيف) إلى المستطيل الصغير المسمى *factor:* كما بالشكل :



الخطوة الرابعة : بعد الضغط على الذرار *ok* نحصل على النتيجة الموضحة في شاشة النتائج التالية :



ANOVA

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	802.286	1	802.286	178.759	.000
Within Groups	107.714	24	4.488		
Total	910.000	25			

مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *SPSS* :

	الطريقة اليدوية	طريقة *SPSS*
مجموع المربعات بين المجموعات	٨٠١,٨٧	٨٠٢,٢٨٥
درجات الحرية بين المجموعات	١	١
مجموع المربعات داخل المجموعات	١٠٧,٧١	١٠٧,٧١
درجات الحرية داخل المجموعات	٢٤	٢٤
المجموع الكلى للمربعات	٩١٠	٩١٠
درجات الحرية الكلية	٢٥	٢٥
ف	١٧٨,٥٩	١٧٨,٧٦
الدلالة	ف المحسوبة (١٧٨,٥٩) > ف الجدولية (درجات حرية ١ للبسط ، ٢٤ للمقام ، مستوى دلالة ٠,٠١) (٧,٨٢) و بذلك نجد أن ف دالة إحصائية عند مستوى ٠,٠١ .	منطقة الشك =٠,٠٠٠ و بالتالى نجد أن ف دالة عند مستوى ٠,٠١ ، بما يتفق مع الحل اليدوى .
و بذلك نجد النتائج تسير فى الطريقتين فى نفس الاتجاه		
الفرض المصاغ	قبول الفرض الذى تمت صياغته توجد فروق ذات دلالة بين متوسطى الذكور و الإناث فى الدافعية الدراسية .	

و يمكن تلخيص النتائج السابقة في الجدول التالي:

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	التباين	النسبة الفائية	الدلالة
بين المجموعات	٨٠٢,٢٨٥	١	٨٠٢,٢٨٥	١٧٨.٧٦	٠,٠١
داخل المجموعات	١٠٧,٧١	٢٤	٤,٤٩		

حجم تأثير المتغير المستقل :

في الواقع هناك طرق عديدة لحساب حجم التأثير في حالة تحليل التباين أحادى الاتجاه و من هذه الطرق من يأتي عن طريق حساب نسبة التباين المفسر في المتغير التابع و الذى يرجع إلى تأثير المتغير المستقل و يأتي عن طريق:

$$\text{حجم التأثير(مربع ايتا)} = \frac{\text{مجموع المربعات بين المجموعات}}{\text{المجموع الكلى للمربعات}} \quad .....(٦-٣٤)$$

$$\text{حجم التأثير(مربع ايتا)} = \frac{٨٠٢,٢٨٥}{٩١٠} = ٠,٨٨$$

و طبقاً لمحك *cohen* الذى تم عرضه سابقاً نجد أن حجم التأثير كبير لأن مجموع المربعات بين المجموعات يفسر ما يقرب ٨٨٪ من تباين المتغير التابع .

تفسير النتيجة المتحصل عليها تربوياً: تشير النتيجة إلى رفض الفرض الصفرى و قبول الفرض البديل " توجد فروق ذات دلالة بين متوسطى الذكور و الإناث فى الدافعية الدراسية" ، و هذه الفروق طالما دالة فهى لصالح المتوسط الأكبر بالطبع "متوسط درجات الإناث" و بالتالى فالنتيجة تقول أن دافعية الإناث للدراسة أعلى من الذكور و يمكن تفسير ذلك بأن اهتمامات الأنثى من حيث التنوع أقل من الذكور ، و على ذلك فتركيز الأنثى (البنت) يكون منصباً أكثر على الدراسة حيث تعطى معظم وقتها للدراسة بعكس الذكر" الولد" الذى يشغل فراغه بالعديد بالميول و الاهتمامات قد يكون منها الدراسة ، كما أن البنت تسعى إلى إثبات ذاتها فى المجتمع من خلال الدراسة .

مثال (٦-١١) : قام باحث بدراسة هدفها التعرف على أثر كل من استراتيجية التسميع و استراتيجية التخيل و استراتيجية التنظيم على تذكر المثيرات المرئية فقام باختيار ثلاث مجموعات متكافئة إحداهما استخدمت استراتيجية التسميع و كان عددها ٤

مفحوصين (المجموعة ١) ، و الثانية استخدمت استراتيجية التخيل و كان عددها ٦ مفحوصين(المجموعة ٢) و الثالثة استخدمت استراتيجية التنظيم و كان عددها ٤ مفحوصين (المجموعة ٣) و فى نهاية التجربة قام الباحث بتطبيق اختبار التذكر فحصل على البيانات التالية :

المجموعة١	٤-٥-٣-٢
المجموعة ٢	٩-٧-٨-٦-٨-٩
المجموعة ٣	٢-١-٣-٤

و المطلوب اختبار الفرض البحثى : يختلف المفحوصين فى القدرة على التذكر باختلاف الاستراتيجية المستخدمة(التسميع-التخيل-التنظيم) .

إننا أمام حالة فيها متغير مستقل واحد و هو المعالجة التجريبية و الذى له ٣ مستويات (استراتيجية التسميع-استراتيجية التخيل-استراتيجية التنظيم)و متغير تابع واحد هو : تذكر المثيرات المرئية و من ثم يمكن إجراء تحليل التباين أحادى الاتجاه ذى الثلاث مستويات (و لقد اخترنا أعداداً قليلة لغرض التوضيح و الشرح و يرتبط بذلك افتراضنا بتحقق شروط تحليل التباين) .

و من ثم يمكننا إجراء أسلوب تحليل التباين أحادى الاتجاه كالتالى:

الطريقة اليدوية :

الخطوة الأولى : نوجد المجموع الكلى للمربعات: و هو يساوى مجموع مربعات انحرافات كل درجة فى المجموعات (س) عن المتوسط العام لجميع الدرجات فى المجموعات(ـــ).

متوسط المجموعة الأولى ($م_1$) =٣,٥ ، متوسط المجموعة الثانية($م_2$) =٧,٨٣ ،متوسط المجموعة الثالثة ($م_3$) = ٢,٥ ، ـــ = ٥,٠٧ .

تدريب
توصل إلى قيم المتوسطات السابقة بنفسك

إذا : المجموع الكلى للمربعات = مج (س- ـــ)^{2} = (٤-٥,٠٧)^{2} +(٥-٥,٠٧)^{2}+(٣-
٥,٠٧)^{2}+(٢-٥,٠٧)^{2}+(٩-٥,٠٧)^{2}+(٧-٥,٠٧)^{2}+(٨-٥,٠٧)^{2}+(٦-٥,٠٧)^{2}+(٨-٥,٠٧)^{2}+(٩-
٥,٠٧)^{2}+(٢-٥,٠٧)^{2}+(١-٥,٠٧)^{2}+(٣-٥,٠٧)^{2}+(٤-٥,٠٧)^{2} = ٩٨,٩٣

إذا المجموع الكلى للمربعات = ٩٨,٩٣ .

الخطوة الثانية : نوجد مجموع المربعات بين المجموعات و هو يساوى مجموع حواصل ضرب عدد كل مجموعة فى مربع انحراف متوسط المجموعة عن المتوسط العام للمجموعات

مجموع المربعات بين المجموعات = ن١(م١ − م̄)^{٢} + ن٢ (م٢ − م̄)^{٢} + ن٣(م٣ − م̄)^{٢} و هو مشتق من القانون (٦−٢٧) .

حيث : م̄ متوسط المجموعات ، ن١، م١ ، عدد بيانات و متوسط المجموعة الأولى ، ن٢ ، م٢ عدد بيانات و متوسط المجموعة الثانية ، ن٣ ، م٣ عدد بيانات و متوسط المجموعة الثالثة .

ن١ = ٤ ، م١ = ٣,٥ ، ن٢ = ٦ ، م٢ = ٧,٨٣ ، ن٣ = ٤ ، م٣ = ٢,٥ .

إذا مجموع المربعات بين المجموعات = ٤×(٣,٥−٥,٠٧)^{٢} +٦×(٧,٨٣−٥,٠٧)^{٢} +٤×(٢,٥−٥,٠٧)^{٢} =٨١,٩٨

الخطوة الثالثة إيجاد مجموع المربعات داخل المجموعات و هو يساوى مجموع مربعات انحرافات درجات كل مجموعة عن متوسط المجموعة .

مجموع المربعات داخل المجموعات = مج(س١ − م١)^{٢} + مج (س٢ − م٢) ^{٢} +مج (س٣ −م٣)^{٢}

حيث :س١ ترمز إلى أى درجة فى المجموعة الأولى ، س٢ ترمز إلى أى درجة فى المجموعة الثانية ، س٣ ترمز إلى أى درجة فى المجموعة الثالثة .

مجموع المربعات داخل المجموعات = (٤−٣,٥)^{٢} +(٥−٣,٥)^{٢}+(٣−٣,٥)^{٢}+(٢−٣,٥)^{٢}+(٩−٧,٨٣)^{٢}+(٧−٧,٨٣)^{٢}+(٨−٧,٨٣)^{٢}+(٦−٧,٨٣)^{٢}+(٨−٧,٨٣)^{٢}+(٩−٧,٨٣)^{٢}+(٢−٢,٥)^{٢}+(١−٢,٥)^{٢}+(٣−٢,٥)^{٢}+(٤−٢,٥)^{٢} = ١٦,٨٣ .

إذا : مجموع المربعات داخل المجموعات = ١٦,٨٣ .

و للتأكيد نجد أن : مجموع المربعات بين المجموعات (٨١,٩٨)+ مجموع المربعات داخل المجموعات (١٦,٨٣) = ٩٨,٨١ و هى نفس قيمة المجموع الكلى للمربعات مع التقريب

الخطوة الرابعة: نوجد التباين بين المجموعات(أى متوسط المربعات بين المجموعات) و هو يساوى مجموع المربعات بين المجموعات مقسوماً على درجات الحرية بين المجموعات و التى تساوى (عدد المجموعات−١) .

$$\text{التباين بين المجموعات} = \frac{\text{مجموع المربعات بين المجموعات}}{\text{عدد المجموعات -١}} = \frac{٨١,٩٨}{٣-١} = ٤٠,٩٩$$

الخطوة الخامسة: نوجد التباين داخل المجموعات(أى متوسط المربعات داخل المجموعات ، و يسمى أيضاً تباين الخطأ) و هو يساوى مجموع المربعات داخل المجموعات مقسوماً على درجات الحرية داخل المجموعات و التى تساوى (عدد الأفراد-عدد المجموعات) .

$$\text{التباين داخل المجموعات} = \frac{\text{مجموع المربعات داخل المجموعات}}{\text{عدد الأفراد – عدد المجموعات}} = \frac{١٦,٨٣}{١٤-٣} = ١,٥٣$$

الخطوة السادسة نوجد النسبة الفائية (ف) من القانون التالى :

$$\text{ف} = \frac{\text{التباين بين المجموعات}}{\text{التباين داخل المجموعات}} = \frac{٤٠,٩٩}{١,٥٣} = ٢٦,٧٩$$

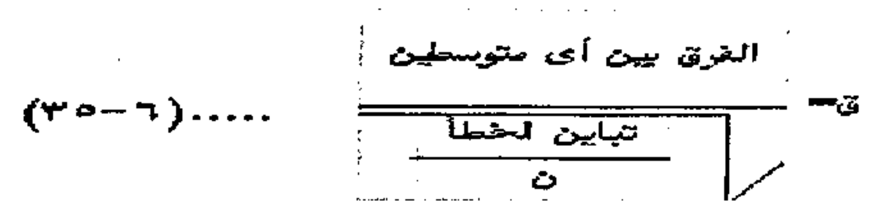
المقارنات البعدية للنتيجة المتحصل عليها

سنرى في الصفحات التالية أن "ف" دالة ، لذلك يتم إجراء المقارنات البعدية عن طريق اختبار توكى كما سبق وأوضحنا فى موضع سابق من هذا الفصل ،ويمكن فهم طريقة توكى فى إجراء المقارنات البعدية بين متوسطات الثلاث المجموعات الداخلة فى التحليل (م١ متوسط درجات مجموعة استراتيجية التسميع =٣,٥ ، م٢ متوسط درجات مجموعة استراتيجية التخيل = ٧.٨٣ . م٣ متوسط درجات مجموعة استراتيجية التنظيم =٢,٥ و التى فيها أعداد المجموعات غير متساوية (متوسطات غير موزونة) من خلال الجدول التالى

متوسطات المجموعات الثلاث مرتبة تصاعديا	م٣ متوسط مجموعه استراتيجية التنظيم =٢.٥	م١ متوسط مجموعة استراتيجية التسميع =٣,٥	م٢ متوسط مجموعه استراتيجية التخيل = ٧.٨٣
م٣ متوسط مجموعة استراتيجية التنظيم =٢.٥	—	٣ ١ ١,٧١ ٣,٨٢ ٠,٠٥	٣ ٥,٣٣ ٩,١٤* ٣,٨٢ ٠,٠٥
م١ متوسط مجموعة استراتيجية التسميع =٣,٥		—	٣ ٤,٣٣ ٧,٤٢* ٣,٨٢ ٠,٠٥
م٢ متوسط مجموعة استراتيجية التخيل = ٧,٨٣			—

•حيث أن الرقم الأول فى كل مربع يشير إلى درجة حرية المتوسطات و هو دائماً يساوى ٣ عند أى مقارنة ثنائية ، الرقم الثانى يشير إلى الفرق بين كل متوسطين مثنى مثنى .

الرقم الثالث يشير إلى ق ، وهى القيمة الملاحظة المحسوبة للفرق بين كل متوسطين و تأتى من القانون:



حيث تباين الخطأ = ١,٥٣ ، ن: تشير إلى عدد أفراد كل مجموعة ، ويتم استبدال ن بالوسط التوافقى فى حالة المتوسطات غير الموزونة(أى المجموعات غير المتساوية) ، و يمكن حسابه من القانون

الوسط التوافقى للمجموعات غير المتساوية(ن١ ،ن٢ ،ن٣) = $\frac{\text{عدد المجموعات}}{١/ن_١ + ١/ن_٢ + ١/ن_٣}$ .....(٦-٣٦)

الوسط التوافقى للمجموعات غير المتساوية(ن١ ،ن٢ ،ن٣) = $\frac{٣}{١/٤ + ١/٦ + ١/٤}$ =٤,٥

الرقم الرابع يشير إلى القيمة الحرجة الجدولية المأخوذة من جدول توزيع المدى المعيارى عند درجتى حرية للمتوسطات (الصف)(٣) ، وتباين الخطأ (العمود) (١١) .و هى دائماً تساوى ٣,٨٢ كما سبق و أوضحنا أن القيمة الحرجة لاختبار توكى ثابتة لكل المقارنات الثنائية ، الرقم الخامس يشير إلى مستوى الدلالة و هو ثابت لكل المقارنات إما ٠,٠١ أو ٠,٠٥ و يفضل فى هذه الحالة اختيار ٠,٠٥ .

وبمقارنة ق المحسوبة و ق الجدولية لكل الفروق نجد أن هناك فرقان دالان إحصائياً و هما الفرقان المشار إليهما بعلامة " * " و هذا الفرقان هما المسئولان عن وجود دلالة إحصائية لتأثير نوع الاستراتيجية على القدرة التذكرية لدى عينة التجربة .

استخدام *SPSS* :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغيرين المطلوب معالجتهما إحصائياً ، **و ذلك بفتح شاشة** ***variable view*** **و تحديد هذه الخصائص من خلال الجدول التالى و الموضح أيضاً بالشاشة كالتالى:**

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
التذكر	رقمى	٨	٠	درجات ١٤ مفحوص في القدرة التذكرية	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج
التصنيف	رقمى	٨	٠	تصنيف المفحوصين على التجربة (١ ، تسميع)،(٢، تخيل) ،(٣، تنظيم)	(١، تسميع)، (٢، تخيل) ،(٣، تنظيم)	لا يوجد	٨	يمين	متدرج

:

Untitled - SPSS Data Editor

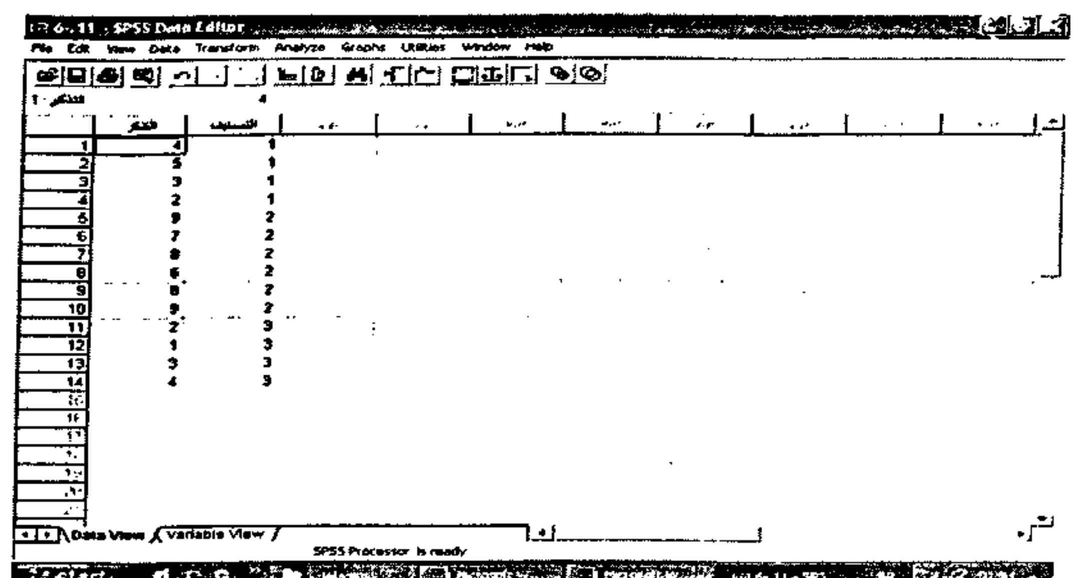
File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

	Name	Type	Width	Decimal	Label	Values	Missing	Column	Align	Measure
1	التذكر	Numeric	8	0	درجات ١٤ مفحوص في القدرة التذكرية	None	None	8	Right	Scale
2	التصنيف	Numeric	8	0	تصنيف المفحوصين على التجربة (١ ، تسميع	{1, تسميع}...	None	8	Right	Scale

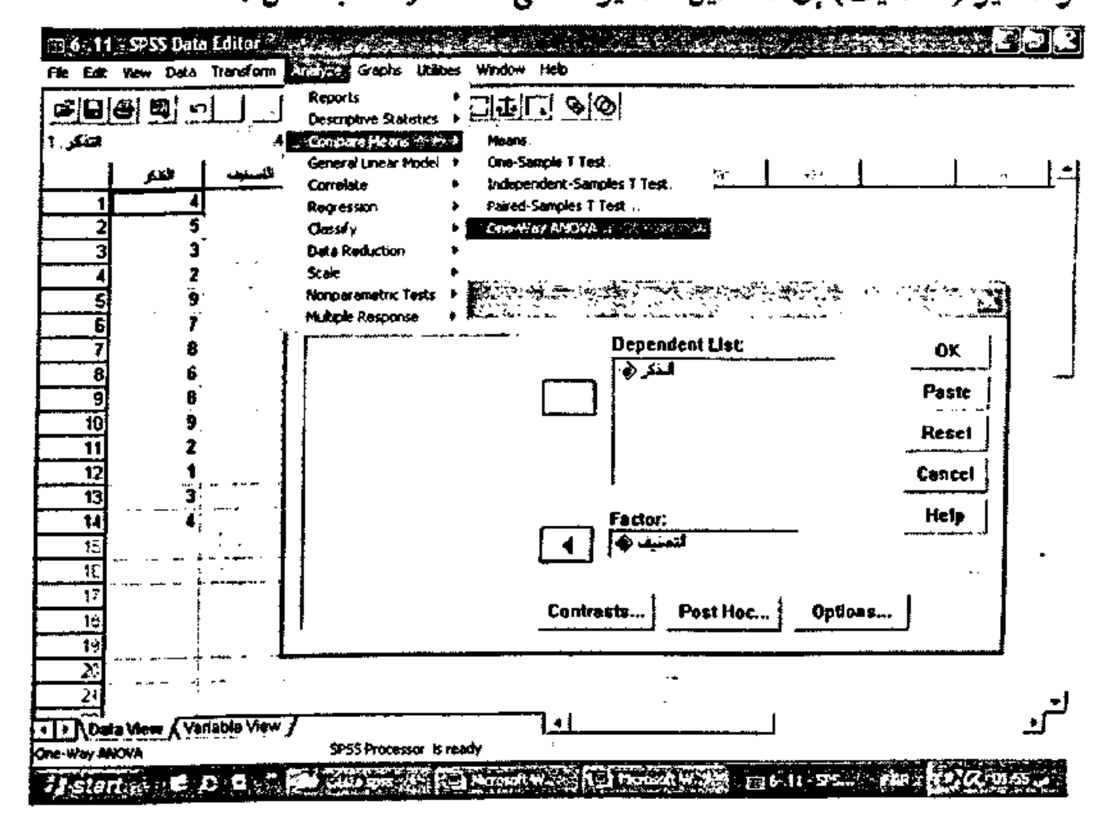
Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

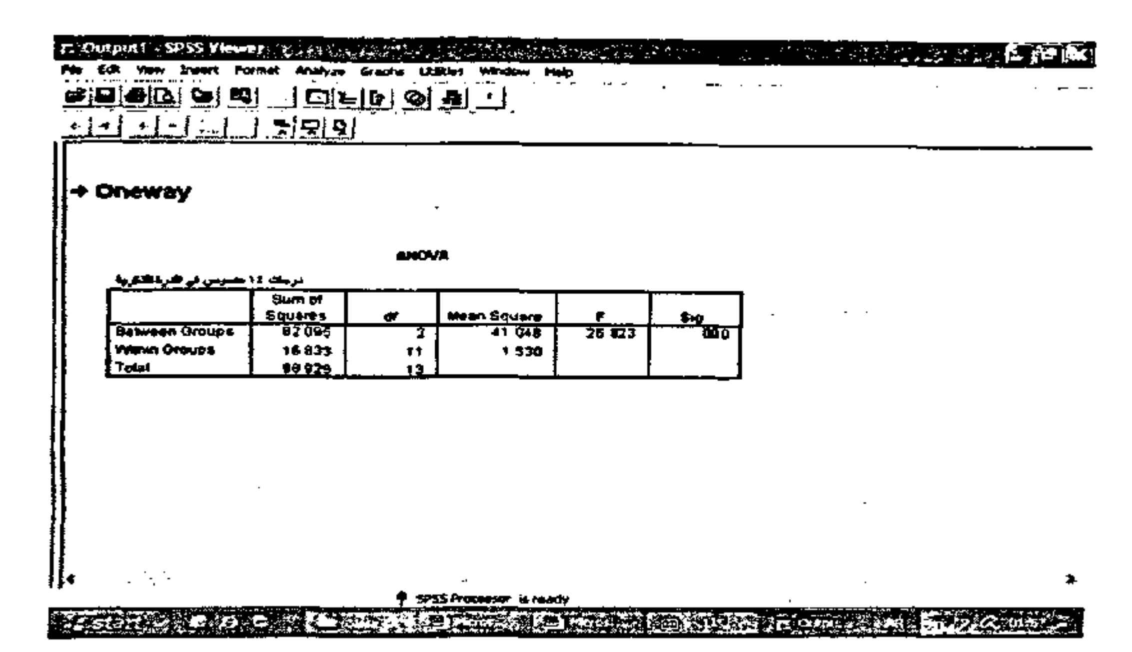
الخطوة الثانية : يتم الانتقال إلى شاشة ***data view*** **لتدوين بيانات المتغيرين (التذكر)،(التصنيف) كما بالشكل :**



الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر *analyze* نختار الأمر الفرعى *compare means* ثم الأمر الفرعى*one-way anova* ، ندخل المتغير التذكر إلى المربع المسمى *dependent list* ، و المتغير (التصنيف) إلى المستطيل الصغير المسمى *factor:* كما بالشكل :



الخطوة الرابعة : بعد الضغط على الذرار *ok* نحصل على النتيجة الموضحة في الشاشة التالية :

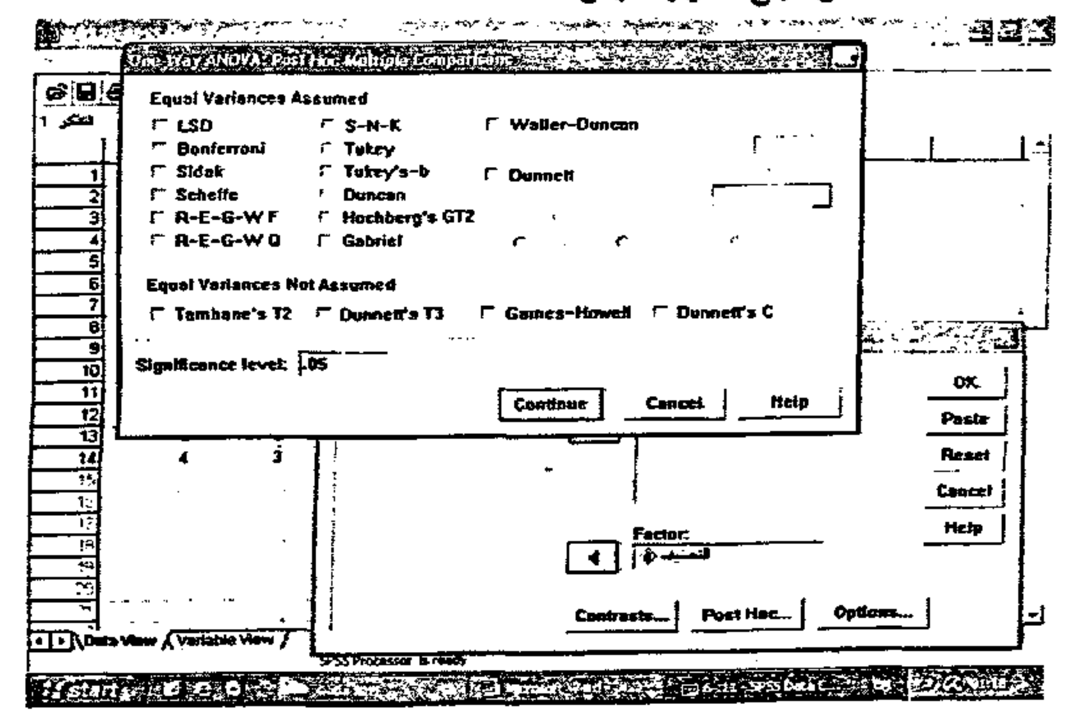


	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	82.095	2	41.048	26.823	.000
Within Groups	16.833	11	1.530		
Total	98.929	13			

المقارنات البعدية للنتيجة المتحصل عليها :

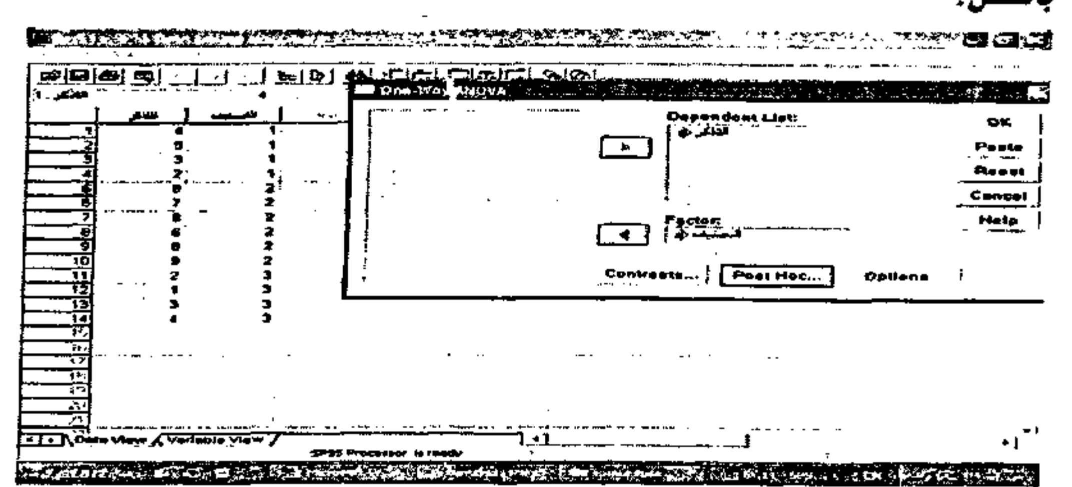
علمنا مما سبق كيفية إجراء المقارنات البعدية باستخدام اختبار توكى يدوياً ، و لكن على الباحث أن يعلم أن برنامج *SPSS* يمكنه إجراء عدد كبير جداً من الاختبارات التى تستخدم فى المقارنات منها اختبار توكي *tukey* كالتالى:

١- اضغط على ذرار *post hoc...* الموجود فى صندوق الحوار الموضح فى الخطوة الثالثة السابقة ستحصل على مربع الحوار الفرعى التالى:

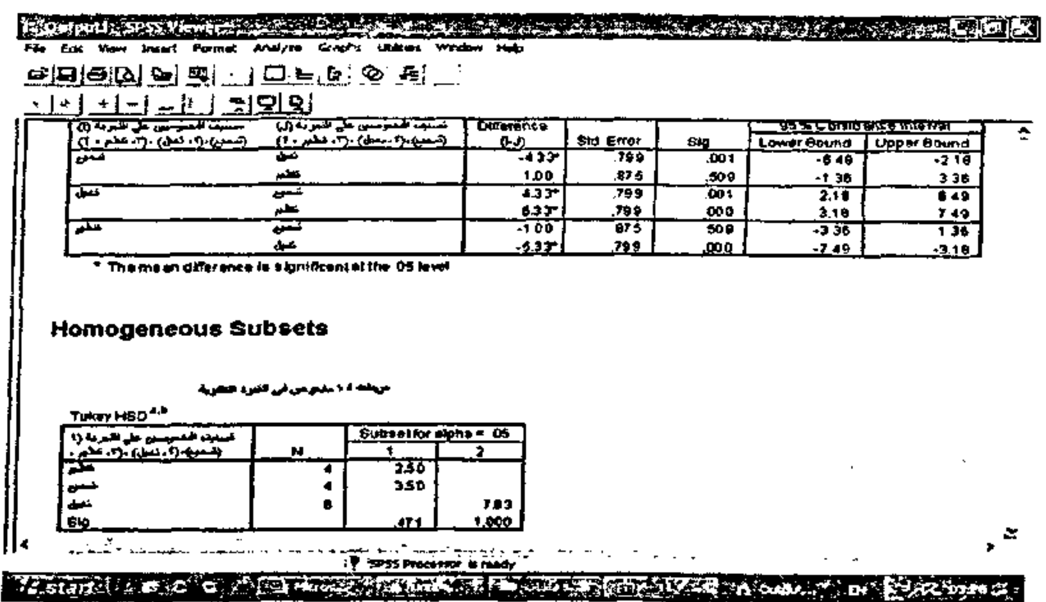


٢-يحتوى مربع الحوار الفرعى على عدد كبير من اختبارات المقارنات المتعددة منها اختبار *tukey* الذى يستند على شرط التجانس بين المجموعات ، كما يلاحظ أسفل مربع الحوار الفرعى تحديد مستوى الدلالة *significant level* و على الباحث أن يحدد مستوى الدلالة المناسب و هو خاص بكل المقارنات الممكنة و ليس بكل مقارنة ، و يفضل فى هذه الحالة اختيار مستوى دلالة ٠,٠٥ (و هو الاختيار الافتراضى) .

٣-اضغط على ذرار *continue* لإخفاء هذا المربع و العودة إلى مربع الحوار الأصلى ، كما بالشكل:



٤-اضغط على ذرار *ok* ستحصل على الجدول الخاص بقيم ف و كذلك جدول المقارنات البعدية الخاصة باختبار *tukey* كالتالى :



(I) [illegible]	(J) [illegible]	Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval Lower Bound	95% Confidence Interval Upper Bound
[illegible]	[illegible]	-4.33*	.799	.001	-6.49	-2.18
	[illegible]	1.00	.875	.509	-1.36	3.36
[illegible]	[illegible]	4.33*	.799	.001	2.18	6.49
	[illegible]	5.33*	.799	.000	3.18	7.49
[illegible]	[illegible]	-1.00	.875	.509	-3.36	1.36
	[illegible]	-5.33*	.799	.000	-7.49	-3.18

* The mean difference is significant at the .05 level

Homogeneous Subsets

Tukey HSD[a,b]

[illegible]	N	Subset for alpha = .05: 1	Subset for alpha = .05: 2
[illegible]	4	2.50	
[illegible]	4	3.50	
[illegible]	6		7.83
Sig.		.471	1.000

مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *SPSS* :

	الطريقة اليدوية	طريقة *SPSS*
مجموع المربعات بين المجموعات	٨١,٩٨	٨٢,٠٩
درجات الحرية بين المجموعات	٢	٢
مجموع المربعات داخل المجموعات	١٦,٨٣	١٦,٨٣
درجات الحرية داخل المجموعات	١١	١١
المجموع الكلى للمربعات	٩٨,٩٣	٩٨,٩٣
درجات الحرية الكلية	١٣	١٣
ف	٢٦,٧٩	٢٦,٨٢
الدلالة	ف المحسوبة (٢٦,٧٩) > ف الجدولية (درجات الحرية ٢ للبسط ، ١١ للمقام ، مستوى دلالة ٠,٠١) (٧.٢١) و بذلك نجد أن ف دالة إحصائية عند مستوى ٠.٠١	منطقة الشك =٠,٠٠٠ و بالتالى نجد أن ف دالة عند مستوى ٠,٠١ ، بما يتفق مع الحل اليدوى .
المقارنات البعدية	تم التوصل إلى وجود فرقين مسئولين عن وجود دلالة إحصائية لإحصاءة (ف) : وهما : • الفرق بين المتوسط الأكبر(٧,٨٣) و المتوسط الأصغر(٢,٥)(٥,٣٣) • الفرق بين المتوسط الأكبر(٧,٨٣) و المتوسط التالى فى الصغر (٣,٥)(٤,٣٣)	يلاحظ من الشاشة وجود فرقين دالين إحصائيا عند مستوى ٠.٠٥ هما • الفرق بين المتوسط الأكبر(٧,٨٣) و المتوسط الأصغر(٢,٥)(٥,٣٣) . . • الفرق بين المتوسط الأكبر(٧,٨٣) و المتوسط التالى فى الصغر (٣,٥)(٤,٣٣) ، و هى نفس النتيجة التى تم التوصل إليها يدوياً .
	و بذلك نجد أن الطريقتين يؤديان إلى نفس النتيجة	
الفرض الصاغ	قبول الفرض الذى تمت صياغته يختلف المفحوصون فى القدرة على التذكر باختلاف الاستراتيجية المستخدمة(التسميع-التخيل-التنظيم)	

تفسير النتيجة المتحصل عليها تربويا. تشير النتيجة إلى رفض الفرض الصفرى و قبول الفرض البديل" يختلف المفحوصين فى القدرة على التذكر باختلاف الاستراتيجية المستخدمة(التسميع-التخيل-التنظيم) "،و جاءت نتيجة المقارنات البعدية لتشير إلى أن هذا الاختلاف سببه وجود فرقين ، أحدهما الفرق بين متوسطى درجات المجموعة التى استخدمت استراتيجية التخيل و المجموعة التى استخدمت استراتيجية التسميع، و الفرق الثانى بين متوسطى درجات المجموعة التى استخدمت استراتيجية التخيل و المجموعة التى استخدمت استراتيجية التنظيم ،و الفرقان لصالح استراتيجية التخيل و من ثم فإن استراتيجية التخيل لها تأثير كبير فى تنمية الذاكرة المرئية لدى عينة البحث ، مما يعطى امكانية فى الاعتماد عليها فى التدريس .

البدائل اللابارامترية لتحليل التباين أحادى الاتجاه :

عندما لا تتحقق افتراضات تحليل التباين أحادى الاتجاه مثل الاعتدالية و التجانس بين المجموعات ،فإننا نلجأ إلى بديل لابارامترى و هو اختبار كروسكال واليس – *kruskal wallis* و الذى يسمى أيضاً باختبار هـ ، و تتشابه فكرة هذا الاختبار مع اختبار مان وتنى فى اعتماده على ترتيب الدرجات و ليس الدرجات نفسها و ذلك بضم المجموعات كلها فى مجموعة واحدة و إجراء ترتيب كلى عليها ،إلا أن هناك اختلافات بسيطة فى الإجراءات سنعرفها عن عرضنا للمثالين بعد قليل ، وهناك ملاحظتان خاصتان باختبار كروسكال –واليس كالتالى:

ملاحظة

بالرغم من أن اختبار كروسكال-واليس يصلح لأى عدد من البيانات إلا أنه يفضل أن يزيد عدد البيانات فى كل مجموعة أو يساوى ٥ حيث فيها يمكن تقريب إحصاءة كروسكال –واليس إلى إحصاءة مربع كا *approximately chi square distribution* و فى هذه الحالة نقارن القيمة التى نحسبها من اختبار كروسكال واليس بالقيم الحرجة المستخرجة من جدول كا^{٢} عند درجات حرية (عدد المجموعات-١) .

ملاحظة

عندما لا تكون هناك رتب مكررة فان هناك صيغة معينة لإحصاءة كروسكال-واليس ، و لكن عندما تكون هناك رتب مكررة نلجأ إلى عملية تصحيح لهذه الإحصاءة بقسمتها على مقدار معين يعتمد على عدد الرتب المكررة فى كل مجموعة .

مثال(٦-١٢) : أراد باحث التعرف على الفروق بين ٣ أساليب فى التعلم على اكتساب المعلومات فقام بانتقاء ١٦ مفحوص و قسمهم إلى ٣ مجموعات متكافئة بياناتها كالتالى:

المجموعة (١)	المجموعة(٢)	المجموعة(٣)
أسلوب التعلم العميق(ن، =٥)	أسلوب التعلم السطحى(ن،=٦)	أسلوب التعلم الحكمى(ن،=٥)
٢٧	٢٣	١١
٥	٣٠	١٠
٤	٢٦	١٢
٦	٢٩	١٧
٢	٢٢	١٥
	٢١	

و المطلوب اختبار الفرض البحثى : لا يوجد تأثير لأسلوب التعلم (عميق-سطحى-حكمى) على التحصيل الدراسى .

الدرجات غير مكررة فى المجموعات الثلاث (و بالتالى لا توجد رتب مكررة)، كما أن البيانات لاتفى بافتراضات اختبار ف فبيانات المجموعة الأولى غير اعتدالية كما أن المجموعات الثلاث غير متجانسة .

تدريب

أثبت عدم استيفاء البيانات السابقة لافتراضات اختبار ف

لذلك نلجأ إلى بديل لابارامترى و البديل المناسب هو اختبار كروسكال-واليس كالتالى:

الطريقة اليدوية:

الخطوة الأولى : إعداد جدول كالتالى :

الدرجات بعد ضمها فى مجموعة واحدة	انتماء كل درجة إلى مجموعتها	رتب الدرجات	رتب س	رتب ص	رتب ع
٢	س	١	١		
٤	س	٢	٢		
٥	س	٣	٣		
٦	س	٤	٤		
١٠	ع	٥			٥
١١	ع	٦			٦
١٢	ع	٧			٧
١٥	ع	٨			٨
١٧	ع	٩			٩
٢١	ص	١٠		١٠	
٢٢	ص	١١		١١	
٢٣	ص	١٢		١٢	
٢٦	ص	١٣		١٣	
٢٧	س	١٤	١٤		
٢٩	ص	١٥		١٥	
٣٠	ص	١٦		١٦	
مجموع الرتب		$\text{مج}_{\text{ر}}$=١٣٦	$\text{مج}_{\text{ر}_1}$ =٢٤	$\text{مج}_{\text{ر}_2}$ ٧٧	$\text{مج}_{\text{ر}_3}$ ٣٥
متوسط الرتب		$\text{م}_{\text{ر}}$ =٨,٥	$\text{م}_{\text{ر}_1}$ =٤,٨	$\text{م}_{\text{ر}_2}$ =١٢,٨٣	$\text{م}_{\text{ر}_3}$= ٧

الخطوة الثانية : تحديد قيمة إحصاءة $k_{\text{كروسكال}}$ من القانون :

$$k_{\text{كروسكال}} = \frac{\text{١٢} \times \text{مج} \left[\text{ن}_{\text{ج}} (\text{م}_{\text{رج}} - \text{م}_{\text{ر}})^{2} \right]}{\text{ن} \times (\text{ن}+\text{١})} \quad \text{.....(٦-٣٧)}$$

حيث: $\text{ن}_{\text{ج}}$ عدد بيانات كل مجموعة ، $\text{م}_{\text{رج}}$ متوسط رتب كل مجموعة ، $\text{م}_{\text{ر}}$ متوسط رتب جميع المجموعات ، و بالتعويض من الجدول السابق نجد أن :

$$k_{\text{كروسكال}} = \frac{\text{١٢} \times \left[\text{٥} \times (\text{٤,٨} - \text{٨,٥})^{2} + \text{٦} \times (\text{١٢,٨٣} - \text{٨,٥})^{2} + \text{٥} \times (\text{٧} - \text{٨,٥})^{2} \right]}{\text{١٦} \times (\text{١٦}+\text{١})} = \text{٨,٤٨}$$

استخدام SPSS :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغيرين المطلوب معالجتهما إحصائياً و هما (التحصيل) ،و (التصنيف) ، و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص من خلال الجدول التالى و الموضح أيضاً بالشاشة كالتالى:

الاسم	النوع	حجم المتغير	الواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
التحصيل	رقمى	٨	٠	درجات التحصيل لدى ١٦ مفحوص	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج
التصنيف	رقمى	٨	٠	تصنيف المفحوصين على المجموعات الثلاث (١، مجموعة ١)، (٢، مجموعة ٢)، (٣، مجموعة٣)	(١، مجموعة ١)، (٢، مجموعة ٢)، (٣، مجموعة٣)	لا يوجد	٨	يمين	متدرج

6-12 - SPSS Data Editor

File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

	Name	Type	Width	Deci	Label	Values	Missing	Colum	Align	Measure
1	التحصيل	Numeri	8	0	درجات التحصيل لدى ١٦ مفحوص	None	None	8	Right	Scale
2	التصنيف	Numeri	8	0	تصنيف المفحوصين على المجموعات الثلاث(١ مجم	مجموعة 1}	None	8	Right	Scale

Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

الخطوة الثانية : يتم الانتقال إلى شاشة *data view* لتدوين بيانات المتغيرين (التحصيل) (التصنيف) كما بالشكل :

File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

1 : التحصيل 27

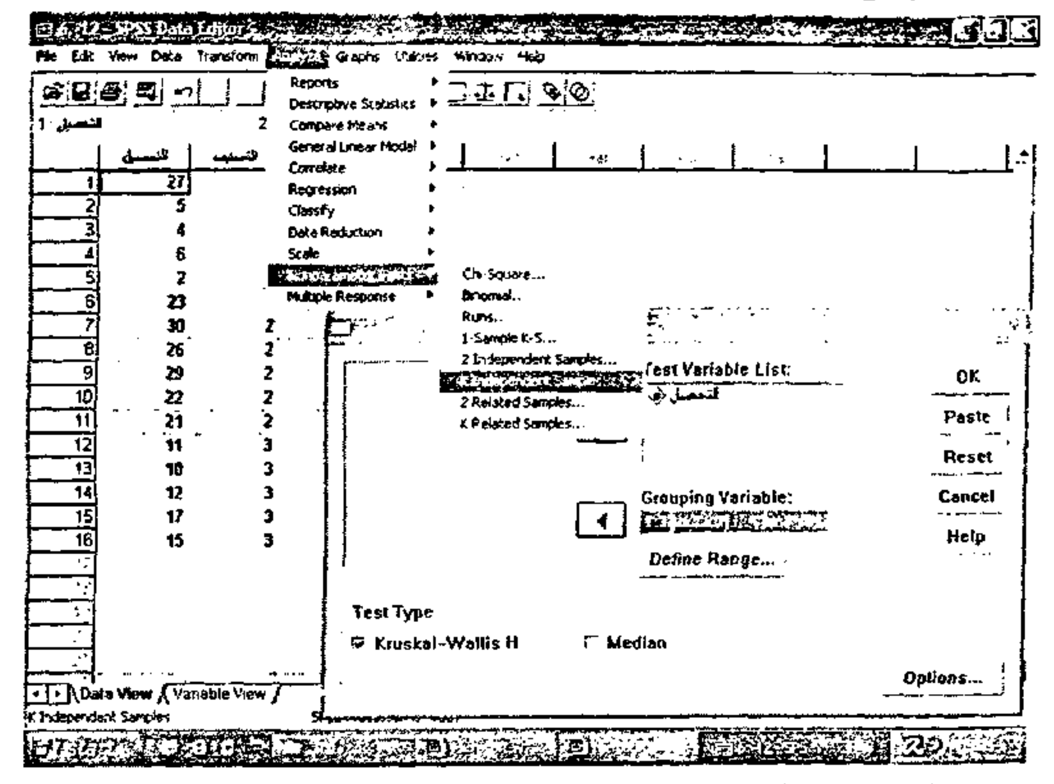
	التحصيل	التصنيف
1	27	1
2	5	1
3	4	1
4	6	1
5	2	1
6	23	2
7	30	2
8	26	2
9	29	2
10	22	2
11	21	2
12	11	3
13	10	3
14	12	3
15	17	3
16	15	3

Data View / Variable View

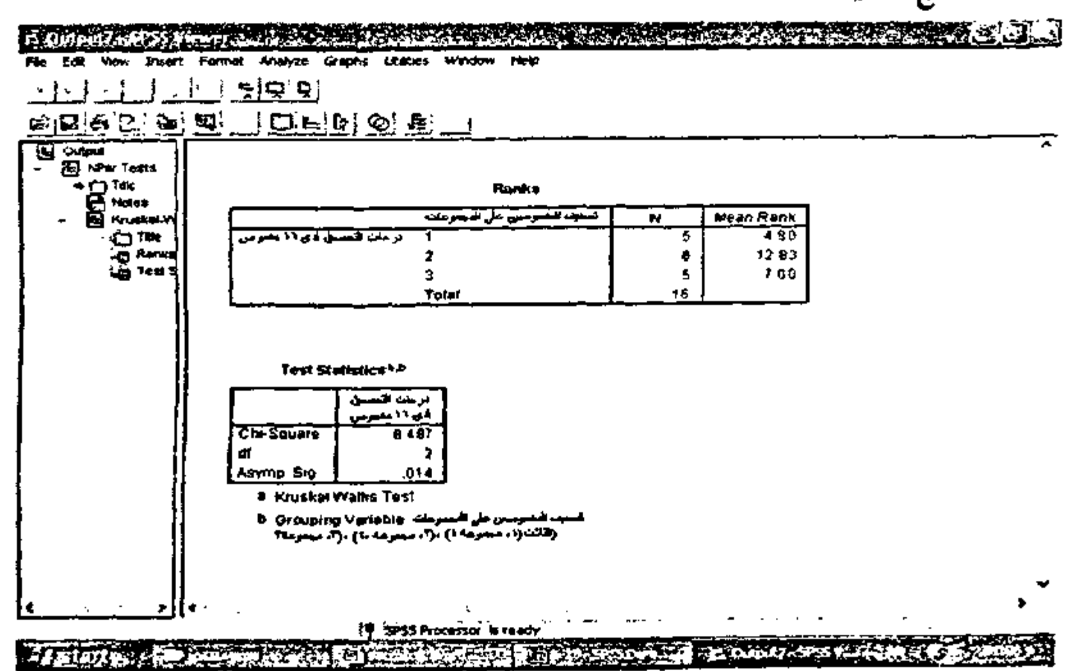
SPSS Processor is ready

الخطوة الثالثة : نضغط على سطر الأوامر *analyze* ثم الأمر الفرعي*nonparametric tests* ثم الأمر الفرعي *k -independent samples...*، سيظهر مربع حوار كما بالشكل ، ندخل المتغير (التحصيل) في المربع المسمى *test variable list* ، و المتغير (التصنيف) إلى المستطيل الصغير *grouping variable* ، و الذى يظهر و أمامه علامتا استفهام (؟ ؟) بما يعنى يحتاج المتغير إلى تعريف لذلك يوجد أسفل المستطيل الصغير أيقونة تسمى *define range* بالضغط عليها يظهر مربع حوار فرعى يتم فيه تعريف متغير التصنيف بأن ١ تعنى القيمة الأقل في التصنيف *(minimum)* ، و ٣ تعنى المجموعة الأكثر *(maximum)* ،، ثم نضغط على الذرار *continue* لإخفاء هذا المربع الحوارى الفرعى و الإبقاء على مربع الحوار الأساسى و الذى يظهر فيه أسلوبان لا بارامتريان أحدهما يسمى الوسيط *median* و الآخر

الذى سيتم اختياره يسمى كروسكال واليس *kruskal-wallis h* (و هو الاختيار الافتراضى) كما بالشكل :



الخطوة الرابعة : بعد الضغط على الذرار *ok* نحصل على النتيجة الموضحة فى شاشة النتائج التالية :



ملاحظة
يتم معاملة احصاءة كروسكال كإحصاءة كا٢ كما تظهر في شاشة النتائج السابقة

مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *SPSS* :

	الطريقة اليدوية	طريقة *SPSS*
م١	٤,٨	٤,٨
م٢	١٢,٨٣	١٢,٨٣
م٣	٧	٧
كا٢(كروسكال)	٨,٤٨	٨,٤٨
درجات الحرية	٢	٢
الدلالة	k كروسكال (المحسوبة) (٨,٤٨) < k كروسكال الجدولية (درجات حرية ٢ ، مستوى ٠,٠١) (٩,٢١) و بذلك نجد أن قيمة k كروسكال غير دالة عند مستوى ٠,٠١ . k كروسكال (المحسوبة) (٨,٤٨) > k كروسكال الجدولية (درجات حرية ٢ ، مستوى ٠,٠٥) (٥,٩٩) و بذلك نجد أن قيمة k كروسكال دالة عند مستوى ٠,٠٥ .	الدلالة الإحصائية لقيمة k الناتجة عند درجة حرية ٢ تساوى ٠,٠١٤ ، و هذا يعنى دلالة k عند مستوى ٠,٠٥ ، بما يتفق مع الحل اليدوى .
الفرض المصاغ	رفض الفرض المصاغ: لا يوجد تأثير لأسلوب التعلم (عميق–سطحى–حكمى) على التحصيل .	

تفسير النتيجة المتحصل عليها تربوياً : تشير النتيجة إلى رفض الفرض الصفرى " لا يوجد تأثير لأسلوب التعلم (عميق–سطحى–حكمى) على التحصيل" و قبول الفرض البديل " يوجد تأثير لأسلوب التعلم (عميق–سطحى–حكمى) على التحصيل ، بما يعنى أن التحصيل يختلف باختلاف

الأسلوب المتبع في التعلم ، و لتكملة التفسير ينبغي إجراء مقارنات بعدية لمعرفة أى الفروق التى أسهمت في وجود هذا الاختلاف ، و لمعرفة كيفية إجراء المقارنات البعدية في حالة اختبار كروسكال واليس يمكن اللجوء إلى (صلاح الدين محمود علام،٢٠٠٤ ، ٤٨٢) .

مثال(٦-٢١) : طبق باحث اختبار في زمن الرجع على ثلاث مجموعات من المفحوصين (عددهم الكلى ١٨) و المجموعات متكافئة في خصائصها باستثناء مستوى الذكاء حيث كانت المجموعة ١ مرتفعة الذكاء ، و المجموعة ٢ متوسطة الذكاء ، و المجموعة ٣ منخفضة الذكاء ، و بيانات المجموعات الثلاث كالتالى :

المجموعة (١)	المجموعة(٢)	المجموعة(٣)
درجات مرتفعى الذكاء فى اختبار زمن الرجع (ن١ =٧) (س)	درجات متوسطى الذكاء فى اختبار زمن الرجع (ن٢=٥)(ص)	درجات منخفضى الذكاء فى اختبار زمن الرجع (ن٣=٦) (ع)
١٧	٣٢	٦٠
١٦	٢٦	٥٩
١٥	٥٢	٦٢
١٥	١٧	٥٧
١٦	٢٠	٥٠
١٥		٥٩
١٢		

و المطلوب اختبار الفرض البحثي :يختلف زمن الرجع باختلاف مستوى الذكاء(مرتفع-متوسط-منخفض) .

هناك درجات مكررة في المجموعات الثلاث (و بالتالى توجد رتب مكررة)، كما أن البيانات لاتفي بافتراضات اختبار ف فالمجموعات الثلاثة غير متجانسة .

تدريب

تحقق من شرط التجانس للبيانات السابقة

لذلك نلجأ إلى بديل لابارامترى و البديل المناسب هو اختبار كروسكال-واليس كالتالى:

الطريقة اليدوية:

الخطوة الأولى : إعداد جدول كالتالى :

ضم بيانات الثلاث مجموعات فى مجموعةواحدة	انتماء كل درجة إلى مجموعتها	رتب الدرجات	رتب س	رتب ص	رتب ع
١٢	س	١	١		
١٥	س	٣	٣		
١٥	س	٣	٣		
١٥	س	٣	٣		
١٦	س	٥,٥	٥,٥		
١٦	س	٥,٥	٥,٥		
١٧	س	٧,٥	٧,٥		
١٧	ص	٧,٥		٧,٥	
٢٠	ص	٩		٩	
٢٦	ص	١٠		١٠	
٣٢	ص	١١		١١	
٥٠	ع	١٢			١٢
٥٢	ص	١٣		١٣	
٥٧	ع	١٤			١٤
٥٩	ع	١٥,٥			١٥,٥
٥٩	ع	١٥,٥			١٥,٥
٦٠	ع	١٧			١٧
٦٢	ع	١٨			١٨
مجموع الرتب		مج $_{ر}$ =١٧١	مج $_{ر١}$ =٢٨,٥	مج $_{ر٢}$ =٥٠,٥	مج $_{ر٣}$ =٩٢
متوسط الرتب		م $_{ر}$ =٩,٥	م $_{ر١}$ =٤,٠٧	م $_{ر٢}$ =١٠,١	م $_{ر٣}$ =١٥,٣٣

الخطوة الثانية : حيث أن هناك قيم مكررة لذلك يتم إجراء تصحيح لقانون كروسكال من أثر الرتب و يتم هذا التصحيح بقسمة مقدار $k_{\text{كروسكال}}$ (غير المصححة) على مقدار يسمى معامل التصحيح ، و هذا المعامل يتم حسابه كالتالى:

$$\text{معامل التصحيح} = ١ - \frac{\text{مج}(ط^{٣} - ط)}{ن^{٣} - ن} \quad .....(٦-٣٨)$$

حيث ، ن = ١٨ ، و لتحديد قيم ط نجد أن :القيمة ١٥ تكررت ٣ مرات ، والقيمة ١٦ تكررت ٢ مرة ، و القيمة ١٧ تكررت ٢ مرة ، و القيمة ٥٩ تكررت ٢ مرة، و بالتالى فان قيم ط هى (٣، ٢، ٢، ٢) .

$$\text{معامل التصحيح} = 1 - \frac{(3^3-3)+(2^3-2)+(2^3-2)+(2^3-2)}{18^3-18} = 0{,}993$$

الخطوة الثالثة: تحديد قيمة إحصاءة $K_{\text{كروسكال}}$ من القانون <u>المصحح من أثر الرتب</u> كالتالى :

$$K_{\text{كروسكال}} = \frac{\dfrac{12 \times \text{مج}\left[ن_ج(م_{رج} - م_ر)^2\right]}{ن\times(ن+1)}}{\text{معامل التصحيح}} \quad \ldots\ldots(٦-٣٩)$$

حيث: $ن_ج$ عدد بيانات كل مجموعة ، $م_{رج}$ متوسط رتب كل مجموعة ، $م_ر$ متوسط رتب المجموعة الكلية ، و بالتعويض من بيانات الجدول الموضح فى الخطوة الأولى ، فى القانون المصحح و الموضح فى الخطوة الحالية نجد أن :

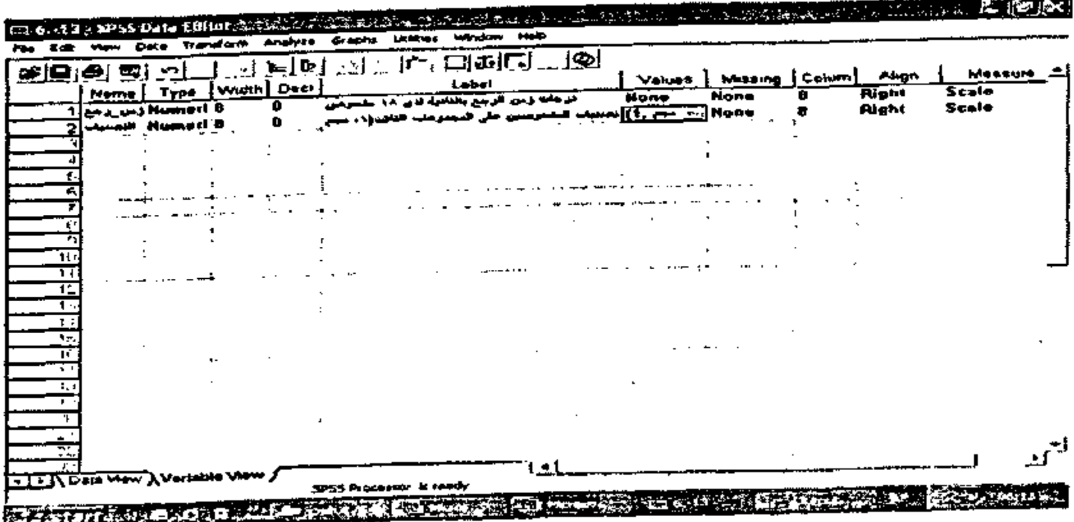
$$K_{\text{كروسكال}} = \frac{\dfrac{12 \times \left[7\times(4{,}07-9{,}5)^2 + 5\times(10{,}1-9{,}5)^2 + 6\times(15{,}33-9{,}5)^2\right]}{18\times(18+1)}}{0{,}993} = 14{,}56$$

استخدام *SPSS* :

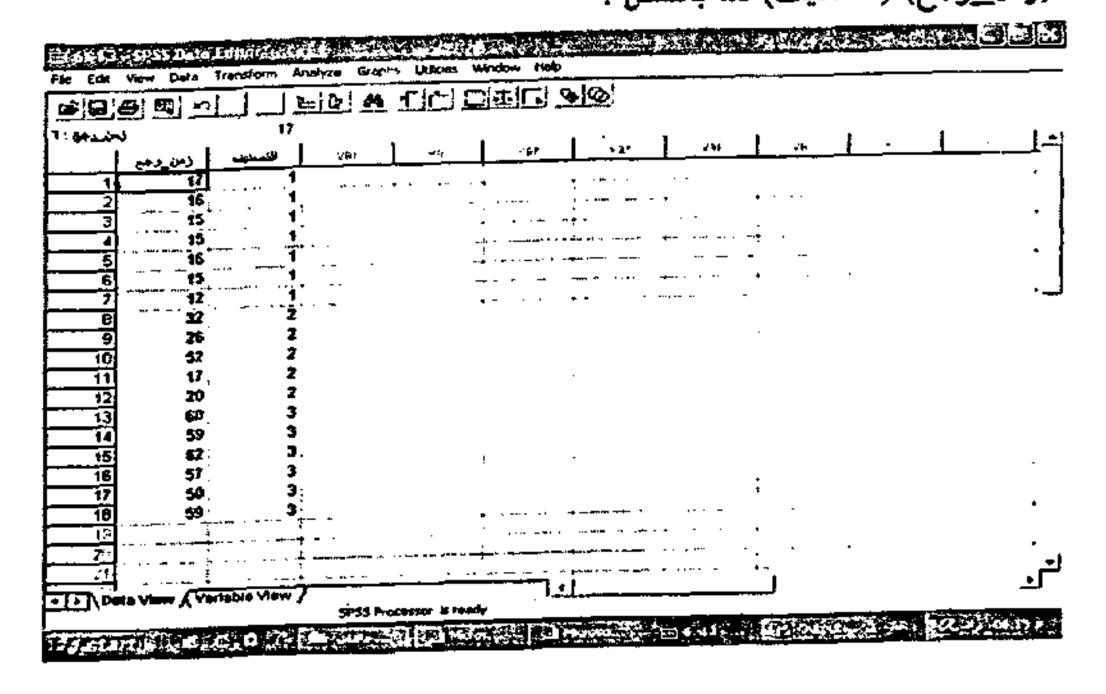
الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغيرين المطلوب معالجتهما احصائياً و هما (زمن الرجع) ،و (التصنيف) ، و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص من خلال الجدول التالى و الموضح أيضاً بالشاشة كالتالى:

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
زمن_رجع	رقمى	٨	٠	درجات زمن الرجع بالثانية لدى ١٨ مفحوص	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	رتبى

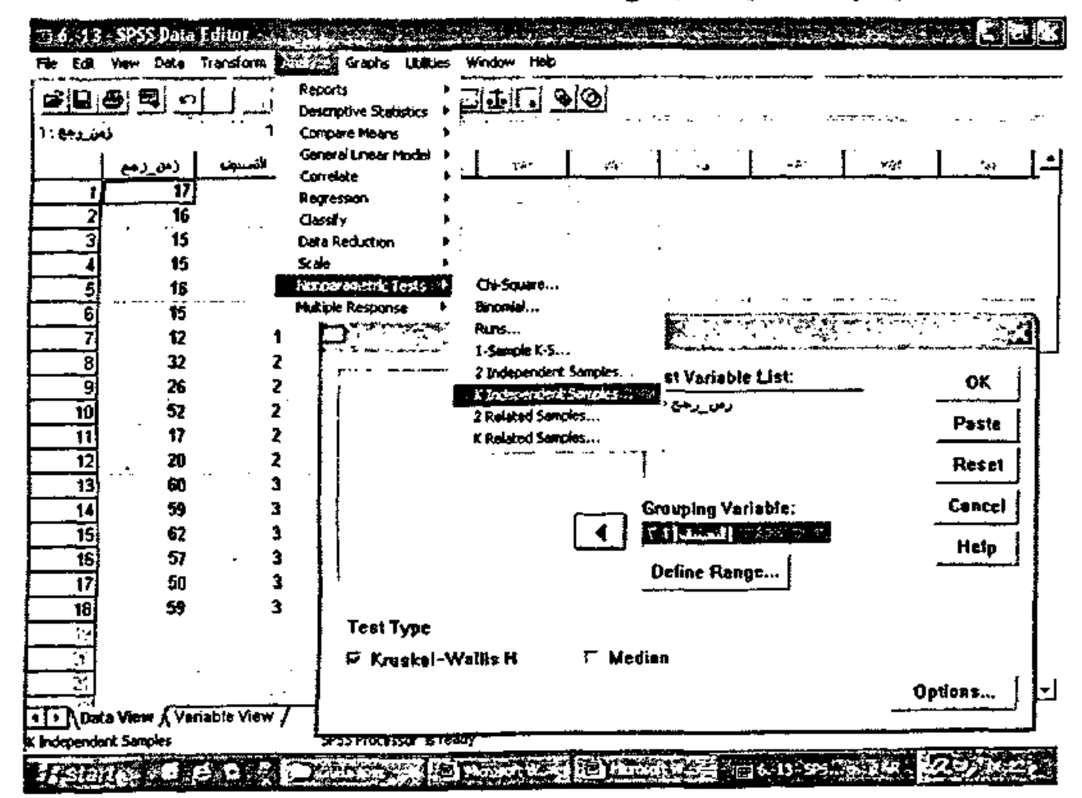
التصنيف	رقمي	٨	٠	تصنيف المفحوصين على المجموعات الثلاث(١، مجموعة ١)، (٢، مجموعة ٢)، (٣، مجموعة٣)	(١، مجموعة ١)، (٢، مجموعة ٢)، (٣، مجموعة٣)	لا يوجد	٨	يمين	متدرج



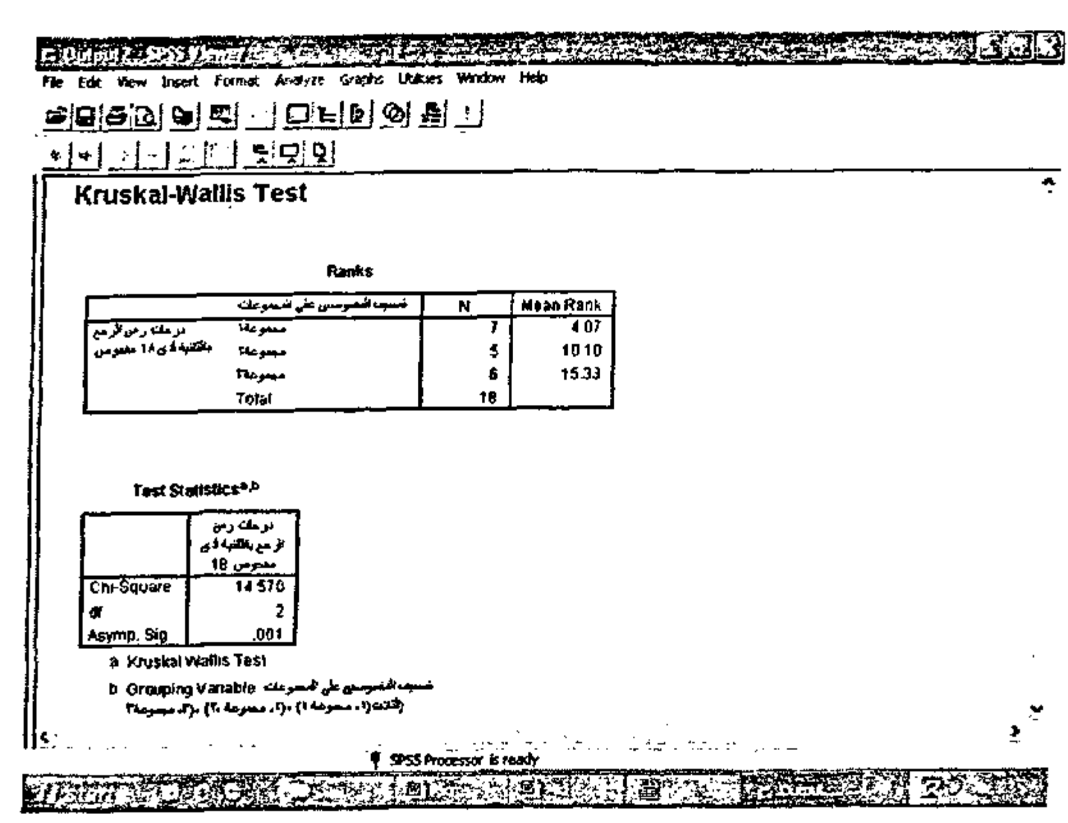
الخطوة الثانية : يتم الانتقال إلى شاشة *data view* لتدوين بيانات المتغيرين (زمن_رجع) (التصنيف) كما بالشكل :



الخطوة الثالثة : نضغط على سطر الأوامر *analyze* ثم الأمر الفرعى *nonparametric tests* ثم الأمر الفرعى *...k -independent samples*، سيظهر مربع حوار كما بالشكل ، ندخل المتغير (زمن_رجع) فى المربع المسمى *test variable list* ، و المتغير (التصنيف) إلى المستطيل الصغير *grouping variable* ، و الذى يظهر و أمامه علامتا استفهام (؟ ؟) بما يعنى يحتاج المتغير إلى تعريف لذلك يوجد أسفل المستطيل الصغير أيقونة تسمى *define range* بالضغط عليها يظهر مربع حوار فرعى يتم فيه تعريف متغير التصنيف بأن ١ تعنى القيمة الأقل فى التصنيف *(minimum)* ، و ٣ تعنى المجموعة الأكثر *(maximum)* ،، ثم نضغط على الذرار *continue* لإخفاء هذا المربع الحوارى الفرعى و الإبقاء على مربع الحوار الأساسى و الذى يظهر فيه أسلوبان لا بارامتريين أحدهما يسمى الوسيط *median* و الآخر الذى سيتم اختياره يسمى كروسكال واليس *Kruskal-Wallis H* (و هو الاختيار الافتراضى) كما بالشكل :



الخطوة الرابعة : بعد الضغط على الذرار *ok* نحصل على النتيجة الموضحة فى شاشة النتائج التالية :



File Edit View Insert Format Analyze Graphs Utilities Window Help

Kruskal-Wallis Test

Ranks

	تصنيف المفحوصين على المجموعات	N	Mean Rank
درجات زمن الرجع بالثانية لدى ١٨ مفحوص	مجموعة١	7	4 07
	مجموعة٢	5	10 10
	مجموعة٣	6	15.33
	Total	18	

Test Statistics[a,b]

	درجات زمن الرجع بالثانية لدى 18 مفحوص
Chi-Square	14 570
df	2
Asymp. Sig	.001

a Kruskal Wallis Test

b Grouping Variable تصنيف المفحوصين على المجموعات

SPSS Processor is ready

مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *SPSS* :

	الطريقة اليدوية	طريقة *SPSS*
م١	٤,٠٧	٤,٠٧
م٢	١٠,١	١٠,١
م٣	١٥,٣٣	١٥,٣٣
كا٢(كروسكال)	١٤,٥٦	١٤,٥٧
درجات الحرية	٢	٢
الدلالة	k كروسكال (المحسوبة) (١٤,٥٦) > k كروسكال الجدولية(درجات حرية ٢ ، مستوى ٠,٠١) (٩,٢١) و بذلك نجد أن قيمة k كروسكال دالة عند مستوى ٠,٠١ .	الدلالة الإحصائية لقيمة k الناتجة عند درجة حرية ٢ تساوى ٠,٠٠١ ، و هذا يعنى دلالة k عند مستوى ٠,٠١ (و كذلك ٠,٠٠١) ، بما يتفق مع الحل اليدوى .
الفرض المصاغ	قبول الفرض المصاغ: يختلف زمن الرجع باختلاف مستوى الذكاء (مرتفع-متوسط-منخفض).	

تفسير النتيجة المتحصل عليها تربويا : تشير النتيجة إلى رفض الفرض الصفرى و قبول الفرض البديل " يختلف زمن الرجع باختلاف مستوى الذكاء (مرتفع-متوسط-منخفض، بما يعنى أن زمن

	الطريقة اليدوية	طريقة SPSS
م١	٤,٠٧	٤,٠٧
م٢	١٠,١	١٠,١
م٣	١٥,٣٣	١٥,٣٣
كا٢(كروسكال)	١٤,٥٦	١٤,٥٧
درجات الحرية	٢	٢
الدلالة	k كروسكال (المحسوبة) (١٤,٥٦) > k كروسكال الجدولية(درجات حرية ٢ ، مستوى ٠,٠١) (٩,٢١) و بذلك نجد أن قيمة k كروسكال دالة عند مستوى ٠,٠١ .	الدلالة الإحصائية لقيمة k الناتجة عند درجة حرية ٢ تساوى ٠,٠٠١ ، و هذا يعنى دلالة kعند مستوى ٠,٠١ (و كذلك ٠,٠٠١) ، بما يتفق مع الحل اليدوى .
الفرض المصاغ	قبول الفرض المصاغ: يختلف زمن الرجع باختلاف مستوى الذكاء (مرتفع-متوسط-منخفض).	

تفسير النتيجة المتحصل عليها تربويا : تشير النتيجة إلى رفض الفرض الصفرى و قبول الفرض البديل " يختلف زمن الرجع باختلاف مستوى الذكاء (مرتفع-متوسط-منخفض، بما يعنى أن زمن الرجع يختلف باختلاف مستوى الذكاء ، و لتكملة التفسير ينبغى إجراء مقارنات بعدية لمعرفة أى الفروق التى أسهمت فى وجود هذا الاختلاف ، و لمعرفة كيفية إجراء المقارنات البعدية فى حالة اختبار كروسكال واليس يمكن اللجوء إلى (صلاح الدين محمود علام،٢٠٠٤ ، ٤٨٢) .

تحليل التباين العاملى(ثنائى الاتجاه) : *factorial analysis of variance (two way)* :

قبل معرفة كيفية إجراء تحليل التباين العاملى (ثنائى الاتجاه) يدوياً و باستخدام برنامج *SPSS* هناك أمور متعلقة بذلك ينبغى معرفتها كالتالى:

(أ) :رأينا أنه فى حالة تحليل التباين أحادى الاتجاه فانه توجد نسبة فائية واحدة بسطها عبارة عن التباين بين المجموعات و مقامها فهو التباين داخل المجموعات أو ما يسمى تباين الخطأ ، أما فى تحليل التباين العاملى و بصفة خاصة تحليل التباين ثنائى الاتجاه *two way anova* فيوجد أكثر من نسبة فائية حيث أن كل متغير مستقل له نسبته الفائية الخاصة به كما أن التفاعل بين مستويات المتغيرين المستقلين (أ و ب مثلاً) له نسبته الفائية كالتالى:

المتغيرات تنتمى إلى ما يسمى بالنموذج الثابت ، أو نموذج التأثيرات الثابتة *fixed model* ، وفي هذه الحالة يكون مقام النسب الفائية الثلاث موحد و هو التباين داخل المجموعات ، و جدير بالذكر أن معظم البحوث النفسية و التربوية تنتمى تصميماتها العاملية إلى هذا النموذج .

* **نموذج التأثيرات العشوائية** : *random model* : في هذا النوع من النماذج تكون مستويات المتغير المستقل منتقاة بصورة عشوائية من عدد كبير من المستويات المكنة للمتغير فمثلاً إذا أراد باحث معرفة أثر كل من المعلم(محمد ، عبد الله ، مرسى) و المدرسة (مدرسة السادات ، مدرسة المنشية) على دافعية التلاميذ . فان المتغير المستقل المعلم له ثلاثة مستويات هى (محمد ، عبد الله ، عمر) و هذه المستويات الثلاث تم انتقاؤها عشوائياً من عدد كبير من مستويات المتغير المستقل المكنة ، و بالمثل فى حالة المدرسة فان لها مستويان هما (مدرسة السادات ، مدرسة المنشية) و هذان المستويان تم اختيارهما بصورة عشوائية من عدد كبير من مستويات المتغير المستقل المكنة و لذلك أى متغير مستقل من هذا النوع ينتمى إلى نموذج التأثيرات العشوائية و فى هذه الحالة سيختلف مقام كل نسبة فائية على حسب المتغير المستقل و كذلك التفاعل بين مستويات المتغيرين المستقلين.

* **نموذج التأثيرات المختلطة** *fixed model* :في هذا النوع من النماذج تكون المتغيرات المستقلة مزيج من النماذج الثابتة و النماذج العشوائية مثل أثر كل من نوع المعلم (ذكر– أنثى) (و هو ينتمى إلى النموذج الثابت) مع المدرسة (مدرسة السلام –مدرسة التحرير) (و هو تنتمى إلى النماذج العشوائية) على تحصيل التلاميذ ، و فى هذه الحالة أيضاً سيختلف مقام كل نسبة فائية باختلاف المتغير المستقل و كذلك التفاعل بين مستويات المتغيرين المستقلين .

و لكن استخدام النموذجين الأخيرين نادر فى البحوث النفسية و التربوية و أشهر نوع من النماذج هو النموذج الأول (نمونج التأثيرات الثابتة *fixed model*).

(ب) : إن طرق حساب مجموع المربعات بين المجموعات الخاصة بتأثير كل متغير مستقل و كذلك الخاصة بالتأثيرات المشتركة و كذلك طرق حساب مجموعات المربعات داخل المجموعات هذه الطرق جميعها تفترض تساوى أعداد البيانات فى كل مجموعة (خلية *Cell*) من المجموعات الناتجة من تفاعل مستويات المتغيرات المستقلة مع بعضها البعض (أو وجود تناسب بين هذه الأعداد)، و فى هذا الصدد يشير *(Aron & Aron* , ١٩٩٤،٤٠٣) إلى أن هناك جدال بين العلماء لمعرفة كيفية التعامل مع مشكلة الأعداد غير المتساوية للخلايا*Unequal Numbers of The Subjects in the Cells* ، فهناك من يحاول عمداً جعل الخلايا متساوية و ذلك بحذف أية حالات زائدة ، و لكن هناك طرق إحصائية تتعامل مع الخلايا غير المتساوية فى عدد بياناتها مثل طريقة المربعات الصغرى و تستخدمها برامج الكمبيوتر فى هذه الحالة ، و لكن كل من *Milligan ,Wong, & Thompson* أشاروا فى عام ١٩٨٧ إلى أن طريقة المربعات الصغرى تتأثر بانتهاك افتراضات تحليل التباين و التى منها الاعتدالية و التجانس ، و لذلك فان *Aron & Aron* أشارا إلى أن أفضل نصيحة للباحثين هى محاولة إعداد تصميمات تجريبية تستخدم خلايا ذات أعداد متساوية .

و فى هذا الصدد ينبغى ذكر أن كل من (فؤاد أبو حطب ، آمال صادق ، ١٩٩١، ٤٩٨) استخدما طريقة المتوسط التوافقى للتعامل مع مشكلة الخلايا غير المتساوية و لكن طريقتهما مقيدة بضرورة أن يكون هناك تقارب كبير بين أعداد الخلايا كما أنها طريقة تقريبية و هناك طرق أدق منها مثل طريقة المربعات الصغرى (على حد قولهما) .

و خلاصة القول فى هذه النقطة أنه إذا أراد الباحث أن يجرى تحليل التباين يدوياً فليحرص بقدر الإمكان على وجود أعداد متساوية بين الخلايا الداخلة فى تحليل التباين ، أما إذا كان تصميمه العاملى غير متساوى فى أعداد الخلايا فانه يفضل اللجوء إلى طريقة الكترونية و منها طريقة *Spss* و فيما يلى كيفية إجراء أسلوب تحليل التباين العاملى ثنائى الاتجاه :

١- في حالة الخلايا المتساوية في عدد بياناتها :

مثال (٦-١٤) : أراد باحث معرفة أثر كل من التخصص (علمي –أدبي) ، و المستوى الاقتصادى (مرتفع–متوسط–منخفض) على القدرة الإبتكارية ، فصمم تجربة مكونة من ٣٠ طالب بحيث يكون فيها عدد الطلاب المتخصصين علمياً و المرتفعين في المستوى الاقتصادى =عدد الطلاب المتخصصين علمياً و المتوسطين في المستوى الاقتصادى= عدد الطلاب المتخصصين علمياً و المنخفضين في المستوى الاقتصادى = عدد الطلاب المتخصصين أدبياً و المرتفعين في المستوى الاقتصادى =عدد الطلاب المتخصصين أدبياً و المتوسطين في المستوى الاقتصادى= عدد الطلاب المتخصصين أدبياً و المنخفضين في المستوى الاقتصادى = ٥ ، و بيانات التجربة موضحة في الجدول التالى:

المستوى الاقتصادى / التخصص	مرتفع	متوسط	منخفض
علمى	٥	٣	٤
	١١	٢	٥
	١٥	١	٢
	١٤	٣	٧
	١١	١	٥
أدبى	٤	٤	١
	٢	٥	٠
	١	٨	٢
	٣	٤	٣
	١	٧	٤

و المطلوب اختبار الفرض البحثى :يوجد تأثير لمتغيرى التحصص(علمى–أدبى) و المستوى الاقتصادى(مرتفع–متوسط–منخفض) و التفاعل بينهما على القدرة الإبتكارية .

البيانات السابقة تحقق افتراضات تحليل التباين ، و بذلك يمكن اختبار الفرض البحثى كالتالى :

الطريقة اليدوية :

الخطوة الأولى : إعداد الجدول التالى :

المستوى الاقتصادى / التخصص	مرتفع	متوسط	منخفض	بيانات الصفوف
علمى	٥ ١١ ١٥ ١٤ ١١	٣ ٢ ١ ٣ ١	٤ ٥ ٢ ٧ ٥	
بيانات الخلايا	مج س$_{خلية ١}$ = ٥٦ م$_{خلية ١}$ = ١١,٢ مج س$^{٢}_{خلية ١}$ = ٦٨٨	مج س$_{خلية ٢}$ = ١٠ م$_{خلية}$ = ٢ مج س$^{٢}_{خلية ٢}$ = ٢٤	مج س$_{خلية ٣}$ = ٢٣ م$_{خلية ٣}$ = ٤,٦ مج س$^{٢}_{خلية ٣}$ = ١١٩	مج س$_{صف ١}$ = ٨٩ م$_{صف ١}$ = ٥,٩٣ مج س$^{٢}_{صف ١}$ = ٨٣١
أدبى	٤ ٢ ١ ٣ ١	٤ ٥ ٨ ٤ ٧	١ ٠ ٢ ٣ ٤	
بيانات الخلايا	مج س$_{خلية ٤}$ =١١ م$_{خلية ٤}$ = ٢,٢ مج س$^{٢}_{خلية ٤}$ = ٣١	مج س$_{خلية ٥}$ = ٢٨ م$_{خلية ٥}$ = ٥,٦ مج س$^{٢}_{خلية ٥}$ = ١٧٠	مج س$_{خلية ٦}$ = ١٠ م$_{خلية ٦}$ = ٢ مج س$^{٢}_{خلية ٦}$ = ٣٠	مج س$_{صف ٢}$ = ٤٩ م$_{صف ٢}$ =٣,٢٧ مج س$^{٢}_{صف ٢}$ = ٢٣١
بيانات الأعمدة	مج س$_{عمود ١}$ = ٦٧ م$_{عمود ١}$ = ٦,٧ مج س$^{٢}_{عمود ١}$ = ٧١٩	مج س$_{عمود ٢}$ = ٣٨ م$_{عمود ٢}$ = ٣,٨ مج س$^{٢}_{عمود ٢}$ = ١٩٤	مج س$_{عمود ٣}$ =٣٣ م$_{عمود ٣}$ =٣,٣ مج س$^{٢}_{عمود ٣}$ = ١٤٩	مج س = ١٣٨ م = ٤,٦ مج س^{٢} =١٠٦٢

الخطوة الثانية : نوجد المجموع الكلى للمربعات ،و من الجدول نجد أن : م = ٤,٦

إذاً : المجموع الكلى للمربعات= مج (س– م)^{٢} = (٥-٤,٦)^{٢} +(١١-٤,٦)^{٢} +(١٥-٤,٦)^{٢} +(١٤-٤,٦)^{٢} +(١١-٤,٦)^{٢} +(٣-٤,٦)^{٢} +(٢-٤,٦)^{٢} +(١-٤,٦)^{٢} +(٣-٤,٦)^{٢} +(١-٤,٦)^{٢} +(٤-٤,٦)^{٢} +(٥-٤,٦)^{٢} +(٢-٤,٦)^{٢} +(٧-٤,٦)^{٢} +(٥-٤,٦)^{٢} +(٤-٤,٦)^{٢} +(٢-٤,٦)^{٢} +(١-٤,٦)^{٢} +(٣-٤,٦)^{٢} +(١-٤,٦)^{٢} +(٤-٤,٦)^{٢} +(٥-٤,٦)^{٢} +(٨-٤,٦)^{٢} +(٤-٤,٦)^{٢} +(٧-٤,٦)^{٢} +(١-٤,٦)^{٢} +(٠-٤,٦)^{٢} +(٢-٤,٦)^{٢} +(٣-٤,٦)^{٢} +(٤-٤,٦)^{٢}
= ٤٢٧,٢ .

إذاً : المجموع الكلى للمربعات = ٤٢٧,٢ .

ملاحظة

طريقة أخرى لحساب المجموع الكلى للمربعات كالتالى:

$$\text{المجموع الكلى للمربعات} = \text{مج س}^{٢} - \frac{(\text{مج س})^{٢}}{\text{ن}} \quad .....(٦-٤٠)$$

$$\text{المجموع الكلى للمربعات} = ١٠٦٢ - \frac{(١٣٨)^{٢}}{٣٠} = ٤٢٧,٢$$

إذاً : المجموع الكلى للمربعات =٤٢٧,٢ و هى نفس النتيجة السابقة .

الخطوة الثالثة : نوجد مجموع المربعات بين الصفوف كالتالى:

$$\text{مجموع المربعات بين الصفوف} = \text{ن}_{\text{صف}} \left[(\text{م}_{\text{صف ١}} - \text{مـ})^{٢} + (\text{م}_{\text{صف ٢}} - \text{مـ})^{٢} \right] \quad .....(٦-٤١)$$

حيث $\text{ن}_{\text{صف}}$ عدد بيانات أحد الصفين (لأن العددين متساوى فى الصفين) ، $\text{م}_{\text{صف ١}}$ متوسط الصف الأول ، $\text{م}_{\text{صف٢}}$ متوسط الصف الثانى .

و من الجدول نجد أن : $\text{ن}_{\text{صف}} = ١٥$ $\text{م}_{\text{صف١}} = ٥,٩٣$ ، $\text{م}_{\text{صف٢}} = ٣,٢٧$

إذاً : مجموع المربعات بين الصفوف $= ١٥ \times [(٥,٩٣ - ٤,٦)^{٢} + (٣,٢٧ - ٤,٦)^{٢}] = ٥٣,٠٧$.

ملاحظة

طريقة أخرى لحساب مجموع المربعات بين الصفوف كالتالى:

$$\text{مجموع المربعات بين الصفوف} = \frac{\text{مج (مج س}_{\text{صف}})^{٢}}{\text{ن}_{\text{صف}}} - \frac{(\text{مج س})^{٢}}{\text{ن}} \quad .....(٦-٤٢)$$

$$\text{مجموع المربعات بين الصفوف} = \frac{(٨٩)^{٢} + (٤٩)^{٢}}{١٥} - \frac{(١٣٨)^{٢}}{٣٠} = ٥٣,٣٣$$

إذاً مجموع المربعات بين الصفوف = ٥٣,٣٣ وهى نفس النتيجة السابقة مع التقريب .

الخطوة الرابعة : نوجد مجموع المربعات بين الأعمدة كالتالى :

$$\text{مجموع المربعات بين الأعمدة} = \text{ن}_{\text{عمود}} \left[(\text{م}_{\text{عمود ١}} - \text{مـ})^{٢} + (\text{م}_{\text{عمود ٢}} - \text{مـ})^{٢} + (\text{م}_{\text{عمود ٣}} - \text{مـ})^{٢} \right] \quad .....(٦-٤٣)$$

حيث $\text{ن}_{\text{عمود}}$ عدد بيانات أحد الأعمدة ، $\text{م}_{\text{عمود ١}}$ متوسط العمود الأول ، $\text{م}_{\text{عمود٢}}$ متوسط العمود الثانى ، $\text{م}_{\text{عمود٣}}$ متوسط العمود الثالث .

و من الجدول نجد أن : $\text{ن}_{\text{عمود}} = ١٠$ $\text{م}_{\text{عمود١}} = ٦,٧$ ، $\text{م}_{\text{عمود٢}} = ٣,٨$ ، $\text{م}_{\text{عمود٣}} = ٣,٣$

مجموع المربعات بين الأعمدة =١٠×[(٦,٧ -٤,٦)^{٢} +(٣,٨-٤,٦)^{٢} +(٣,٣-٤,٦)^{٢}]=٦٧,٤

ملحوظة

طريقة أخرى لحساب مج بين أعمدة كالتالى:

مجموع المربعات بين الأعمدة = $\frac{\text{مج (مج س عمود)}^{٢}}{\text{ن عمود}} - \frac{\text{(مج س)}^{٢}}{\text{ن}}$ .....(٦-٤٤)

مجموع المربعات الأعمدة = $\frac{(٦٧)^{٢}+(٣٨)^{٢}+(٣٣)^{٢}}{١٠} - \frac{(١٣٨)^{٢}}{٣٠}$ = ٦٧,٤

إذاً مجموع المربعات بين المجموعات للأعمدة =٦٧,٤ وهى نفس النتيجة السابقة

الخطوة الخامسة: نوجد مجموع المربعات للتفاعل بين المتغيرين المستقلين (التخصص × المستوى الاقتصادى) (تفاعل الصفوف مع الأعمدة) و هو يأتى من القانون :

مجموع المربعات للتفاعل بين المتغيرين المستقلين (التخصص × المستوى الاقتصادى)

= مج [(س-م)-(س-م خلية)-(م صف-م)-(م عمود-م)]^{٢} .....(٦-٤٥)

ملاحظة

يلاحظ على القانون السابق أن كل درجة (س)هى وحدة من عينة كلية لها متوسط عام(م) ، كما أنها وحدة من خلية لها متوسط (م خلية) ، كما أنها وحدة من صف له متوسط(م صف) ، كما أنها وحدة من عمود له متوسط (م عمود) ، فمثلاً الدرجة (٥) هى وحدة من عينة كلية لها متوسط عام(٤,٦) ، كما أنها وحدة من خلية لها متوسط (١١,٢) ، كما أنها وحدة من صف له متوسط(٥,٩٣) ، كما أنها وحدة من عمود له متوسط (٦,٧) و بذلك يكون المربع المقابل للدرجة (٥) هو [(٥-٤,٦)-(٥-١١,٢)-(٥,٩٣-٤,٦)-(٦,٧-٤,٦)]^{٢}= (٣,١٧)^{٢} =١٠,٠٤ ، و على هذا الأساس يمكن حساب مجموع المربعات للتفاعل بين المتغيرين .

و بذلك يمكن حساب مجموع المربعات للتفاعل كالتالى:

مجموع المربعات للتفاعل بين المتغيرين المستقلين (التخصص × المستوى الاقتصادى)

-٥,٩٣)-(١١,٢-١١)-(٤,٦-١١)] + ٢[(٤,٦-٦,٧)-(٤,٦-٥,٩٣)-(١١,٢-٥)-(٤,٦-٥)] =

-(٤,٦-١٤)]+ ٢[(٤,٦-٦,٧)-(٤,٦-٥,٩٣)-(١١,٢-١٥)-(٤,٦-١٥)]+ ٢[(٤,٦-٦,٧)-(٤,٦

-٦,٧)-(٤,٦-٥,٩٣)-(١١,٢-١١)-(٤,٦-١١)]+ ٢[(٤,٦-٦,٧)-(٤,٦-٥,٩٣)-(١١,٢-١٤)

-٥,٩٣)-(٢-٢)-(٤,٦-٢)]+ ٢[(٤,٦-٣,٨)-(٤,٦-٥,٩٣)-(٢-٣)-(٤,٦-٣)]+ ٢[(٤,٦

-(٢-٣)-(٤,٦-٣)]+ ٢[(٤,٦-٣,٨)-(٤,٦-٥,٩٣)-(٢-١)-(٤,٦-١)]+ ٢[(٤,٦-٣,٨)-(٤,٦

-(٤,٦-٤)]+ ٢[(٤,٦-٣,٨)-(٤,٦-٥,٩٣)-(٢-١)-(٤,٦-١)]+ ٢[(٤,٦-٣,٨)-(٤,٦-٥,٩٣)

٢[(٤,٦-٣,٣)-(٤,٦-٥,٩٣)-(٤,٦-٥)-(٤,٦-٥)]+ ٢[(٤,٦-٣,٣)-(٤,٦-٥,٩٣)-(٤,٦-٤)

-(٤,٦-٥,٩٣)-(٤,٦-٧)-(٤,٦-٧)]+ ٢[(٤,٦-٣,٣)-(٤,٦-٥,٩٣)-(٤,٦-٢)-(٤,٦-٢)]+

-(٢,٢-٤)-(٤,٦-٤)]+ ٢[(٤,٦-٣,٣)-(٤,٦-٥,٩٣)-(٤,٦-٥)-(٤,٦-٥)]+ ٢[(٤,٦-٣,٣)

-١)]+ ٢[(٤,٦-٦,٧)-(٤,٦-٣,٢٧)-(٢,٢-٢)-(٤,٦-٢)]+ ٢[(٤,٦-٦,٧)-(٤,٦-٣,٢٧)

-٦,٧)-(٤,٦-٣,٢٧)-(٢,٢-٣)-(٤,٦-٣)]+ ٢[(٤,٦-٦,٧)-(٤,٦-٣,٢٧)-(٢,٢-١)-(٤,٦

-٣,٢٧)-(٥,٦-٤)-(٤,٦-٤)]+ ٢[(٤,٦-٦,٧)-(٤,٦-٣,٢٧)-(٢,٢-١)-(٤,٦-١)]+ ٢[(٤,٦

-٨)-(٤,٦-٨)]+ ٢[(٤,٦-٣,٨)-(٤,٦-٣,٢٧)-(٥,٦-٥)-(٤,٦-٥)]+ ٢[(٤,٦-٣,٨)-(٤,٦

)]+ ٢[(٤,٦-٣,٨)-(٤,٦-٣,٢٧)-(٥,٦-٤)-(٤,٦-٤)]+ ٢[(٤,٦-٣,٨)-(٤,٦-٣,٢٧)-(٥,٦

-٣,٣)-(٤,٦-٣,٢٧)-(٢-١)-(٤,٦-١)]+ ٢[(٤,٦-٣,٨)-(٤,٦-٣,٢٧)-(٥,٦-٧)-(٤,٦-٧

-٣,٢٧)-(٢-٢)-(٤,٦-٢)]+ ٢[(٤,٦-٣,٣)-(٤,٦-٣,٢٧)-(٢-٠)-(٤,٦-٠)]+ ٢[(٤,٦

-(٢-٤)-(٤,٦-٤)]+ ٢[(٤,٦-٣,٣)-(٤,٦-٣,٢٧)-(٢-٣)-(٤,٦-٣)]+ ٢[(٤,٦-٣,٣)-(٤,٦

١٩٨,٤٧ = ٢[(٤,٦-٣,٣)-(٤,٦-٣,٢٧)

و بذلك نجد أن مجموع المربعات للتفاعل بين المتغيرين المستقلين (التخصص × المستوى الاقتصادى) = ١٩٨,٤٧

ملاحظة

طريقة أخرى لإيجاد مجموع المربعات للتفاعل بين المتغيرين المستقلين (التخصص × المستوى الاقتصادى) كالتالى:

مجموع المربعات للتفاعل بين المتغيرين المستقلين (التخصص × المستوى الاقتصادى)

= المجموع الكلى للمربعات-مجموع المربعات داخل المجموعات – مجموع المربعات بين الصفوف –مجموع المربعات بين الأعمدة .....(٦-٤٦)

و لكن من الخطوات السابقة نجد أن :المجموع الكلى للمربعات =٤٢٧,٢ ، مجموع المربعات بين الصفوف =٥٣,٣٣ ، مجموع المربعات بين الأعمدة =٦٧,٤ ، و من الخطوة التالية نجد أن : مجموع المربعات داخل المجموعات = ١٠٨ .

إذاً مجموع المربعات للتفاعل بين المتغيرين المستقلين (التخصص × المستوى الاقتصادى)=٤٢٧,٢-٥٣,٣٣-٦٧,٤-١٠٨ =١٩٨,٤٧ ، و هى نفس النتيجة السابقة.

الخطوة السادسة : نوجد مجموع المربعات داخل المجموعات و هى تساوى مجموع مربعات انحرافات كل درجة عن متوسط خليتها كالتالى:

مجموع المربعات داخل المجموعات = مج(س− م$_{خلية}$)^{٢} .....(٦-٤٧)

مجموع المربعات داخل المجموعات =(٥-١١,٢)^{٢} +(١١-١١,٢)^{٢} +(١٥-١١,٢)^{٢} +(١٤-١١,٢)^{٢} +(١١-١١,٢)^{٢} +(٣-٢)^{٢} +(٢-٢)^{٢} +(١-٢)^{٢} +(٣-٢)^{٢} +(١-٢)^{٢} +(٤-٤,٦)^{٢} +(٥-٤,٦)^{٢} +(٢-٤,٦)^{٢} +(٧-٤,٦)^{٢} +(٥-٤,٦)^{٢} +(٤-٢,٢)^{٢} +(٢-٢,٢)^{٢} +(١-٢,٢)^{٢} +(٣-٢,٢)^{٢} +(١-٢,٢)^{٢} +(٤-٥,٦)^{٢} +(٥-٥,٦)^{٢} +(٨-٥,٦)^{٢} +(٤-٥,٦)^{٢} +(٧-٥,٦)^{٢} +(١-٢)^{٢} +(٠-٢)^{٢} +(٢-٢)^{٢} +(٣-٢)^{٢} +(٤-٢)^{٢} = ١٠٨ .

إذاً مجموع المربعات داخل المجموعات = ١٠٨ .

> **ملاحظة**
>
> طريقة أخرى لحساب مجموع المربعات داخل المجموعات كالتالى:

مجموع المربعات داخل المجموعات = مج س^{٢} − $\frac{\text{مج(مج س}_{\text{خلية}}\text{)}^{٢}}{\text{ن}_{\text{خلية}}}$ ...(٦-٤٨)

مجموع المربعات داخل المجموعات =

١٠٦٢ − $\frac{(٥٦)^{٢}+(١٠)^{٢}+(٢٣)^{٢}+(١١)^{٢}+(٢٨)^{٢}+(١٠)^{٢}}{٥}$ = ١٠٨

> ، (حيث ن $_{خلية}$ = ٥) ، (لاحظ أن الخلايا متساوية فى أعداد بياناتها)، و بذلك نجد أن : مجموع المربعات داخل المجموعات = ١٠٨ وهى نفس النتيجة السابقة .

الخطوة السابعة: نوجد تباين المتغير المستقل الأول (تباين الصفوف) طبقاً للمعادلة :

تباين الصفوف = $\frac{\text{مجموع المربعات بين الصفوف}}{\text{عدد الصفوف −١}}$ .....(٦-٤٩)

$$\text{تباين الصفوف} = \frac{٥٣,٣٣}{٢-١} = ٥٣,٣٣$$

حيث المقام يمثل درجات الحرية بين الصفوف .

الخطوة الثامنة: نوجد تباين المتغير المستقل الثاني (المستوى الاقتصادى) طبقاً للمعادلة :

$$\text{تباين الأعمدة} = \frac{\text{مجموع المربعات بين الأعمدة}}{\text{عدد الأعمدة} - ١} \quad .....(٦-٥٠)$$

$$\text{تباين الأعمدة} = \frac{٦٧,٤}{٣-١} = ٣٣,٧$$

حيث المقام يمثل درجات الحرية بين الأعمدة

الخطوة التاسعة: نوجد تباين التفاعل المشترك بين مستويات المتغيرين المستقلين (التخصص×المستوى الاقتصادى) طبقاً للقانون :

تباين التفاعل المشترك بين مستويات المتغيرين المستقلين (التخصص×المستوى الاقتصادى)

$$= \frac{\text{مجموع المربعات للتفاعل بين المتغيرين المستقلين}}{(\text{عدد الأعمدة}-١)\times(\text{عدد الصفوف} - ١)} \quad .....(٦-٥١)$$

$$= \frac{١٩٨,٤٧}{(٣-١)\times(٢-١)} = ٩٩,٢٣$$

حيث المقام يمثل درجات الحرية الخاصة بالتفاعل .

الخطوة العاشرة : نوجد (التباين داخل المجموعات)(تباين الخطأ) طبقاً للقانون :

$$\text{التباين داخل المجموعات(تباين الخطأ)} = \frac{\text{مجموع المربعات داخل المجموعات}}{\text{عدد الأفراد}-\text{عدد الخلايا}} \quad ...(٦-٥٢)$$

$$\text{التباين داخل المجموعات(تباين الخطأ)} = \frac{١٠٨}{٣٠-٦} = ٤,٥$$

حيث المقام يمثل درجات الحرية داخل المجموعات .

الخطوة الحادية عشر : نوجد النسب الفائية الثلاث كالتالى :

النسبة الفائية لتأثير المتغيل المستقل(التخصص)

$$(ف_{1}) = \frac{\text{تباين المتغير المستقل الأول}}{\text{التباين داخل المجموعات}} \quad .....(٦-٥٣)$$

$$= \frac{٥٣,٣٣}{٤,٥} = ١١,٨٥$$

النسبة الفائية لتأثير المتغيل المستقل(المستوى الاقتصادى) =

$$(ف_{2}) = \frac{\text{تباين المتغير المستقل الثانى}}{\text{التباين داخل المجموعات}} \quad .....(٦-٥٤)$$

$$= \frac{٣٣,٧}{٤,٥} = ٧,٤٩$$

النسبة الفائية لتأثير التفاعل

$$(ف_{1\times2}) = \frac{\text{تباين التفاعل}}{\text{التباين داخل المجموعات}} \quad .....(٦-٥٥)$$

$$(ف_{1\times2}) = \frac{٩٩,٢٣}{٤,٥} = ٢٢,٠٥$$

الخطوة الثانية عشر: التعرف على الدلالة الإحصائية لقيم ف المحسوبة كالتالى:

$ف_{1}$ المحسوبة(١١,٨٥) > $ف_{\text{الجدولية(درجاتحرية ١ للبسط ، ٢٤ للمقام ، مستوى دلالة ٠,٠١)}}$ (٧,٨٢)

و بذلك نجد أن $ف_{1}$ دالة إحصائية عند مستوى ٠,٠١ .

$ف_{2}$ المحسوبة(٧,٤٩) > $ف_{\text{الجدولية(درجاتحرية ٢ للبسط ، ٢٤ للمقام ، مستوى دلالة ٠,٠١)}}$ (٥,٦١)

و بذلك نجد أن $ف_{2}$ دالة إحصائية عند مستوى ٠,٠١ .

ف ١×٢ المحسوبة(٢٢,٠٥) > ف الجدولية(بدرجات حرية ٢ للبسط ، ٢٤ للمقام ، مستوى دلالة ٠,٠١) (٥,٦١)

و بذلك نجد أن فـ م دالة إحصائية عند مستوى ٠,٠١

المقارنات البعدية :

يلاحظ أن كل التأثيرات دالة إحصائياً ، و لكن التغير المستقل (التخصص) له مستويان فقط لذا فمن البديهي ألا نجرى عليه مقارنات ثنائية لأننا سنستنتج مباشرة أن الفرق الذى جعل هناك تأثير لهذا التغير المستقل على المتغير التابع هو الفرق بين متوسطى المتخصصين علمياً و المتخصصين أدبياً في القدرة الابتكارية .

و بالانتقال إلى المتغير المستقل الثاني الدال(المستوى الاقتصادى) سنجد أن له ٣ مستويات و هى ما تمثله الأعمدة فى الجدول الرئيسى الموجود فى رأس المسألة و لذلك سنجرى عليه اختبار توكى للمقارنات الثنائية كالتالى:

متوسطات المجموعات الثلاث مرتبة تصاعدياً	م عمود٣ متوسط مجموعة المنخفضين في المستوى الاقتصادى =٣,٣	م عمود٢ متوسط مجموعة المتوسطين في المستوى الاقتصادى =٣,٨	م عمود١ متوسط مجموعة المرتفعين في المستوى الاقتصادى =٦,٧
م عمود٣ متوسط مجموعة المنخفضين في المستوى الاقتصادى =٣,٣	ــــ	٣ ٠,٥ ٠,٧٤ ٣,٥١ ٠,٠٥	٣ ٣,٤ *٥,٠٧ ٣,٥١ ٠,٠٥
م عمود٢ متوسط مجموعة المتوسطين في المستوى الاقتصادى =٣,٨		ــــ	٣ ٢,٩ *٤,٣٢ ٣,٥١ ٠,٠٥
م عمود١ متوسط مجموعة المرتفعين في المستوى الاقتصادى =٦,٧			ــــ

*حيث أن الرقم الأول في كل مربع يشير إلى درجة حرية المتوسطات و هو دائماً يساوى ٣ عند أى مقارنة ثنائية و الرقم الثاني يشير إلى الفرق بين كل متوسطين مثنى مثنى ،و

الرقم الثالث يشير إلى ق ، وهي القيمة الملاحظة المحسوبة للفرق بين كل متوسطين و تأتي من المعادلة (٦-٣٥) ،و الرقم الرابع والأخير يشير إلى القيمة الحرجة الجدولية المأخوذة من جدول توزيع المدى المعيارى عند درجتي حرية للمتوسطات (الصف)(٣) ، وتباين الخطأ (العمود) (٢٧)(٣٠-٣).و هي دائماً تساوى ٣,٥١ كما سبق و أوضحنا أن القيمة الحرجة لاختبار توكي ثابتة لكل المقارنات الثنائية ، و الرقم الخامس يشير إلى مستوى الدلالة و هو ثابت لكل المقارنات إما ٠,٠١ أو ٠,٠٥ و يفضل في هذه الحالة اختيار ٠,٠٥ .

وبمقارنة ق المحسوبة وق الجدولية لكل الفروق نجد أن هناك فرقان دالان إحصائياً و هما الفرقان المشار إليهما بعلامة " * " ، وهما :

١-الفرق بين متوسط مجموعة المرتفعين في المستوى الاقتصادى و متوسط مجموعة المنخفضين في المستوى الاقتصادى (حيث أن ق المحسوبة = ٥,٠٧ > ق الجدولية(درجة حرية ٣ للمتوسطات ، ٢٧ لتباين الخطأ ، عند مستوى ٠,٠٥) = ٣,٥١) .

٢- الفرق بين متوسط مجموعة المرتفعين في المستوى الاقتصادى و متوسط مجموعة المتوسطين في المسوى الاقتصادى (حيث أن ق المحسوبة = ٤,٣٢ > ق الجدولية(درجة حرية ٣ للمتوسطات ٢٧ لتباين الخطا عند مستوى ٥ = ٣,٥١)

و هذا الفرقان هما المسئولان عن وجود دلالة احصائية لتأثير المستوى الاقتصادى على القدرة الإبتكارية لدى عينة التجربة .

تدريب
هل يمكن إجراء مقارنات ثنائية لنتيجة ف الدالة و الخاصة بتأثير التفاعل المشترك؟

استخدام *spss*

الخطوة الأولى تحديد خصائص المتغيرات المطلوب معالجتها إحصائياً ، و ذلك بفتح شاشة ***variable view*** و تحديد هذه الخصائص من خلال الجدول التالى و الموضح أيضاً بالشاشة كالتالى:

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
قدر_ابتك	رقمي	٨	٠	درجات ٣٠ مفحوص في القدرة الابتكارية	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج
التخصص	رقمي	٨	٠	تصنيف المفحوصين على التجربة (١ ،علمي)،(٢، أدبي) .	(١ ،علمي)، (٢، أدبي)	لا يوجد	٨	يمين	متدرج
مست_اقتص	رقمي	٨	٠	تصنيف المفحوصين على التجربة (١ ، مرتفع)،(٢، متوسط)،(٣، منخفض)	(١ ، مرتفع)،(٢، متوسط)،(٣، منخفض)	لا يوجد	٨	يمين	متدرج

SPSS Data Editor

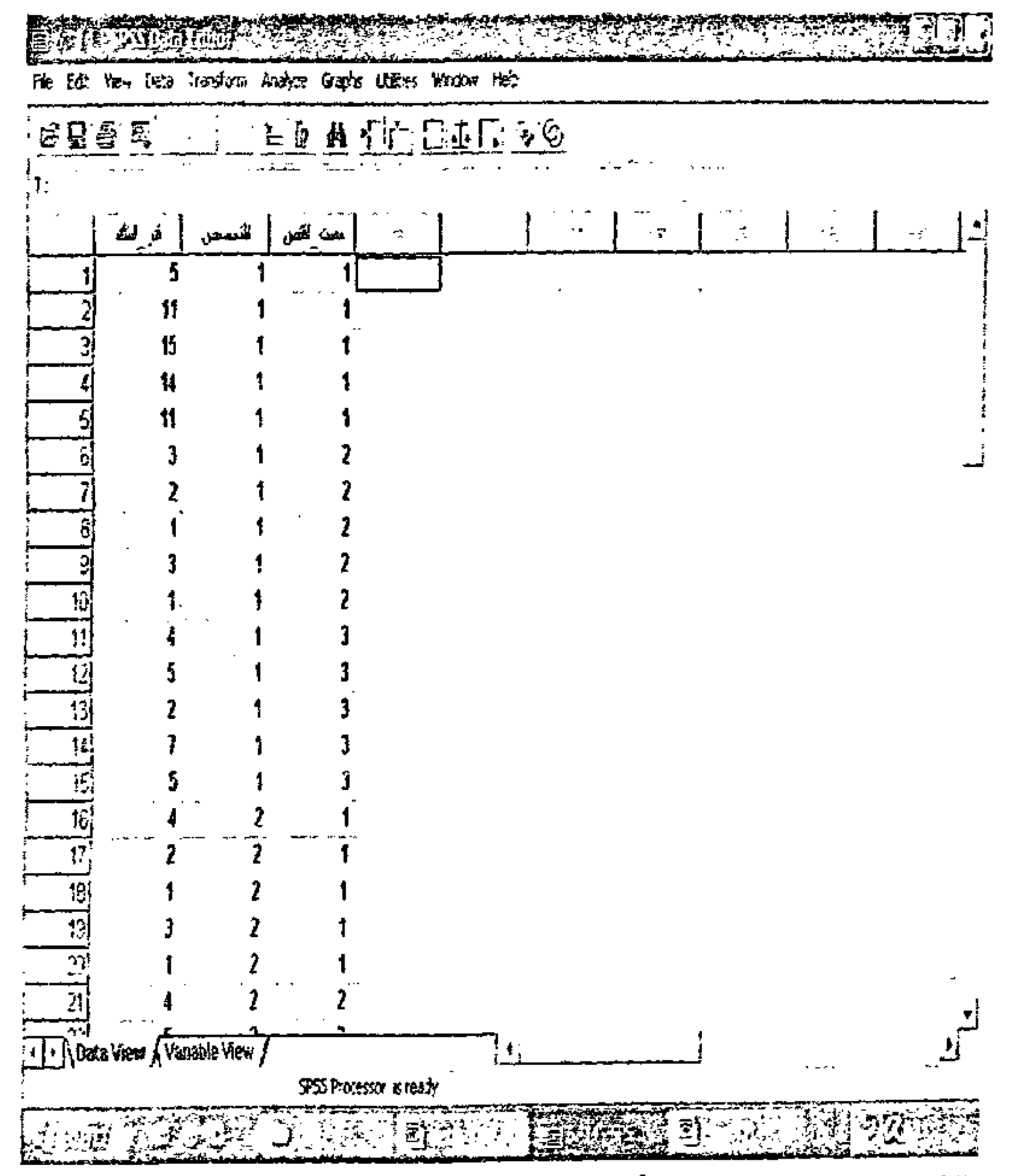
File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

	Name	Type	Width	Decimals	Label	Values	Missing	Columns	Align	Measure
1	قدر_ابتك	Numeri	8	0	درجات ٣٠ مفحوص في القدرة الابتكارية	None	None	8	Right	Scale
2	التخصص	Numeri	8	0	تصنيف المفحوصين على التجربة (١ ،علمي)،(٢، أدب…	{1, علمي}…	None	8	Right	Scale
3	مست_اقتص	Numeri	8	0	تصنيف المفحوصين على التجربة (١ ، مرتفع)،(٢، م…	{1, مرتفع}…	None	8	Right	Scale

Data View | Variable View

SPSS Processor is ready

الخطوة الثانية : يتم الانتقال إلى شاشة *data view* لتدوين بيانات المتغيرات(قدر_ابتك) ،(التخصص(،(مست_اقتص) كما بالشكل :



	قدر_ابتك	التخصص	مست_اقتص
1	5	1	1
2	11	1	1
3	15	1	1
4	14	1	1
5	11	1	1
6	3	1	2
7	2	1	2
8	1	1	2
9	3	1	2
10	1	1	2
11	4	1	3
12	5	1	3
13	2	1	3
14	7	1	3
15	5	1	3
16	4	2	1
17	2	2	1
18	1	2	1
19	3	2	1
20	1	2	1
21	4	2	2

الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر *analyze* نختار الأمر الفرعي*general liner model* ثم الأمر الفرعي *univariate* ، سيظهر مربع حوار كما بالشكل ، ندخل المتغير التابع (قدر_ابتك) في المستطيل المسمى *dependent variable* ، ثم ندخل المتغيرين المستقلين (التخصص)، و (مست_اقتص) في المستطيل المسمى *fixed factor(s)* نظراً لانتماء المتغيرين المستقلين إلى نموذج التأثيرات الثابتة كما سبق و أوضحنا :

الخطوة الرابعة : بعد الضغط على الذرار *ok* نحصل على النتيجة الموضحة فى شاشة النتائج التالية :

Univariate Analysis of Variance

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable درجات ٣٠ مفحوص في القدرة الابتكارية

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig
Corrected Model	319.200[a]	5	63.840	14.187	.000
Intercept	634.800	1	634.800	141.067	.000
التخصص	53.333	1	53.333	11.852	.002
مست_اقتص	67.400	2	33.700	7.489	.003
التخصص * مست_اقتص	198.467	2	99.233	22.052	.000
Error	108.000	24	4.500		
Total	1062.000	30			
Corrected Total	427.200	29			

a. R Squared = .747 (Adjusted R Squared = .695)

مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *spss* :

	الطريقة اليدوية	طريقة *spss*
ف المحسوبة لتأثير متغير التخصص =	١١,٨٥ .	١١,٨٥ .
ف المحسوبة لتأثير متغير المستوى الاقتصادى =	٧,٤٩ .	٧,٤٩ .
ف المحسوبة لتأثير التفاعل بين المتغيرين المستقلين(التخصص ×المستوى الاقتصادى) =	٢٢,٠٥ .	٢٢,٠٥ .
الدلالة	ف المحسوبة(١١,٨٥) > ف الجدولية(درجة حرية ١ للبسط ٢٤ للمقام مستوى دلالة ٠,٠١) (٧,٨٢) و بذلك نجد أن ف، دالة إحصائية عند مستوى ٠,٠١ . ف المحسوبة(٧,٤٩) > ف الجدولية(درجة حرية ٢ للبسط ٢٤ للمقام مستوى دلالة ٠,٠١) (٥,٦١) و بذلك نجد أن ف، دالة إحصائية عند مستوى ٠,٠١ ف المحسوبة(٢٢,٠٥) > ف الجدولية(درجة حرية ٢ للبسط ٢٤ للمقام مستوى دلالة ٠,٠١) (٥,٦١) و بذلك نجد أن ف دالة إحصائية عند مستوى ٠,٠١	الدلالة الإحصائية لقيمة ف المحسوبة لتأثير متغير التخصص =٠,٠٠٢، هذه الدلالة تعنى أن ف دالة عند مستوى ٠,٠١ . الدلالة الإحصائية لقيمة ف المحسوبة لتأثير متغير المستوى الاقتصادى =٠,٠٠٣، هذه الدلالة تعنى أن ف دالة مستوى ٠,٠١ الدلالة الإحصائية لقيمة ف المحسوبة لتأثير تفاعل المتغيرين(التخصص ×المستوى الاقتصادى) =٠,٠٠٠ هذه الدلالة تعنى أن ف دالة عند مستوى ٠,٠١ (و أيضاً ٠,٠٠١).
	و بذلك نجد النتائج تسير فى الطريقتين فى نفس الاتجاه	
الفرض الصاغ	قبول الفرض الذى تمت صياغته يوجد تأثير لتغيرى التحصص(علمى-أدبى) و المستوى الاقتصادى(مرتفع-متوسط-منخفض) و التفاعل بينهما على القدرة الإبتكارية	

و يمكن تلخيص النتيجة السابقة فى الجدول التالى :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	التباين	النسبة الفائية	الدلالة
تأثير المتغير المستقل (التخصص)	٥٣,٣٣	١	٥٣,٣٣	١١,٨٥	٠,٠١
تأثير المتغير المستقل (المستوى الاقتصادى)	٦٧,٤	٢	٣٣,٧	٧,٤٩	٠,٠١
تأثير التفاعل المشترك	١٩٨,٤٧	٢	٩٩,٢٣	٢٢,٠٥	٠,٠١
الخطأ	١٠٨	٢٤	٤,٥		

حجم تأثير المتغيرين المستقلين و كذلك التفاعل على المتغير التابع :

أوضح (Aron&Aron,1995,399) أنه فى حالة تحليل التباين العاملى ثنائى الاتجاه فانه يمكن حساب حجم التأثير كالتالى:

حجم تأثير المتغير المستقل الأول (الصفوف)

= مجموع المربعات بين الصفوف / المجموع الكلى للمربعات –مجموع مربعات الأعمدة–مجموع مربعات التفاعل .....(٦–٥٦)

= ٥٣,٣٣ / ١٩٨,٤٧–٦٧,٤–٤٢٧,٢١ = ٠,٣٣ و هو حجم تأثير قوى طبقاً لمحك كوهين

حجم تأثير المتغير المستقل الثانى (الأعمدة)

= مجموع المربعات بين الأعمدة / المجموع الكلى للمربعات –مجموع مربعات الصفوف–مجموع مربعات التفاعل .....(٦–٥٧)

= ٦٧,٤ / ١٩٨,٤٧–٥٣,٣٣–٤٢٧,٢١ = ٠,٣٨ و هو حجم تأثير قوى طبقاً لمحك كوهين

حجم تأثير التفاعل (التخصص×المستوى الاقتصادى)

= مجموع مربعات التفاعل / المجموع الكلى للمربعات –مجموع مربعات الصفوف–مجموع مربعات الأعمدة .....(٦–٥٨)

= ١٩٨,٤٧ / ٦٧,٤–٥٣,٣٣–٤٢٧,٢١ = ٠,٦٥ و هو حجم تأثير قوى طبقاً لمحك كوهين

المقارنات البعدية :

يمكن إجراء اختبار توكى Tukey باستخدام برنامجspss كالتالى:

١-اضغط على زرار post hoc... الموجود فى صندوق الحوار الموضح فى الخطوة الثالثة السابقة ستحصل على مربع الحوار الفرعي التالى:

Univariate: Post Hoc Multiple Comparisons for Observed Means

Factor(s): التخصص / مست_اقتص

Post Hoc Tests for:

Continue | Cancel | Help

Model... | Contrasts... | Plots... | Post Hoc... | Save... | Options...

WLS Weight:

OK | Paste | Reset | Cancel | Help

١- ادخل العامل (المتغير المستقل) المطلوب إجراء المقارنات المتعددة بين متوسطات مستوياته و هو العامل (مست_اقتص) فى المربع المسمى post hoc tests for و ذلك لتنشيط اختبارات المقارنات المتعددة ، ثم نحدد اختبار توكى ، كما بالشكل التالى:

Univariate: Post Hoc Multiple Comparisons for Observed Means

Factor(s): التخصص / مست_اقتص

Post Hoc Tests for: مست_اقتص

Continue | Cancel | Help

Equal Variances Assumed

LSD | S-N-K | Waller-Duncan
Bonferroni | Tukey |
Sidak | Tukey's-b | Dunnett
Scheffe | Duncan |
R-E-G-W F | Hochberg's GT2 |
R-E-G-W Q | Gabriel |

Equal Variances Not Assumed

Tamhane's T2 | Dunnett's T3 | Games-Howell | Dunnett's C

WLS Weight:

OK | Paste | Reset | Cancel | Help

١- اضغط على ذرار continue لإخفاء هذا المربع و العودة إلى مربع الحوار الأصلى ، كما بالشكل:

Univariate

Dependent Variable:

Fixed Factor(s):

Random Factor(s):

Covariate(s):

WLS Weight:

Model... Contrasts... Plots... Post Hoc... Save... Options...

OK Paste Reset Cancel Help

Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

٢- اضغط على ذرار ok ستحصل على الجدول الخاص بقيم ف و كذلك جدول المقارنات البعدية الخاصة باختبار Tukey كالتالى :

Output8 - SPSS Viewer

File Edit View Insert Format Analyze Graphs Utilities Window Help

Post Hoc Tests

تصنيف المفحوصين على التجربة (١ ، مرتفع)،(٢ ، متوسط)،(٣ ، منخفض

Multiple Comparisons

Dependent Variable

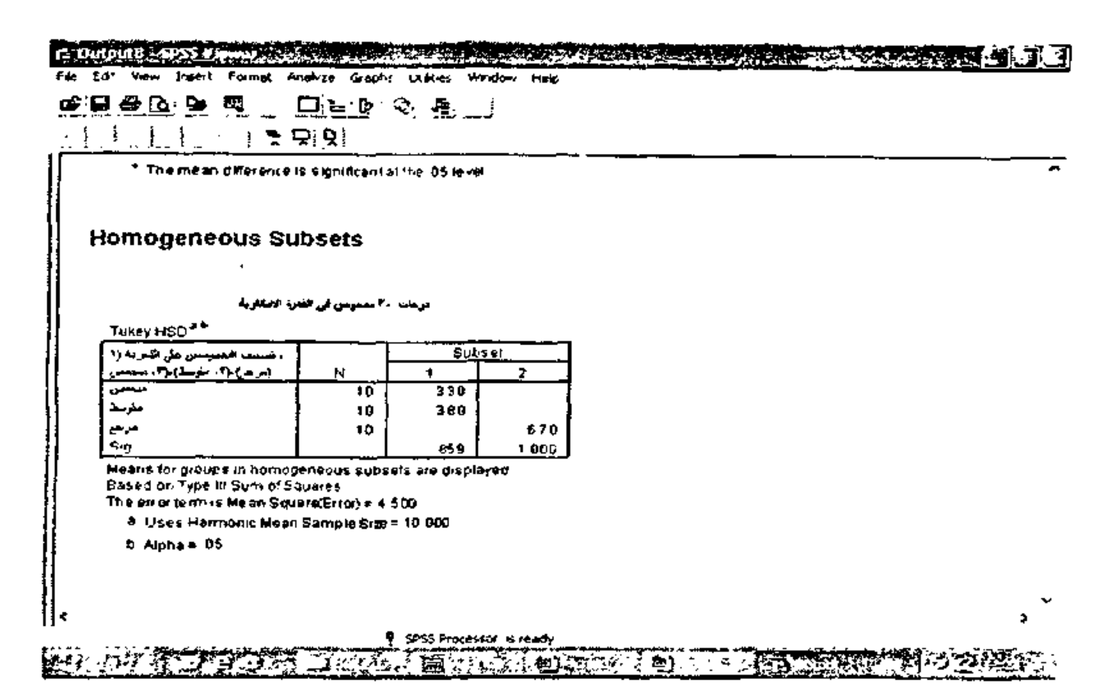
Tukey HSD

(I) تصنيف المفحوصين على التجربة (١ ، مرتفع)،(٢ ، متوسط)،(٣ ، منخفض	(J) تصنيف المفحوصين على التجربة (١ ، مرتفع)،(٢ ، متوسط)،(٣ ، منخفض	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
مرتفع	متوسط	2.90*	.949	.014	.53	5.27
	منخفض	3.40*	.949	.004	1.03	5.77
متوسط	مرتفع	-2.90*	.949	.014	-5.27	-.53
	منخفض	.50	.949	.859	-1.87	2.87
منخفض	مرتفع	3.40*	.949	.004	5.77	1.03
	متوسط	-.50	.949	.859	-2.87	1.87

Based on observed means.

* The mean difference is significant at the .05 level.

SPSS Processor is ready



* The mean difference is significant at the .05 level.

Homogeneous Subsets

[illegible]

Tukey HSD[a,b]

تصنيف المفحوصين على الخبرة (١ مرتفع) (٢ متوسط) (٣ منخفض)	N	Subset 1	Subset 2
منخفض	10	3.30	
متوسط	10	3.80	
مرتفع	10		6.70
Sig.		.659	1.000

Means for groups in homogeneous subsets are displayed.
Based on Type III Sum of Squares
The error term is Mean Square(Error) = 4.500.
a. Uses Harmonic Mean Sample Size = 10.000.
b. Alpha = .05.

SPSS Processor is ready

يلاحظ من الجدول وجود فرقين دالين إحصائياً عند مستوى ٠,٠٥ هما :

- الفرق بين المتوسط الأكبر(٦,٧) و المتوسط الأصغر(٣,٣)(٣,٤) .
- الفرق بين المتوسط الأكبر(٦,٧) و المتوسط التالى فى الصغر (٣,٨)(٢,٩) ، و هى نفس النتيجة التى تم التوصل إليها يدوياً .

تدريب
فسر النتيجة المتوصل إليها تربوياً

٢- فى حالة الخلايا غير المتساوية فى أعداد بياناتها :

سبق و أن أوضحنا عند حديثنا عن تحليل التباين العاملى أن طريقة حسابه يدوياً تعتمد على تساوى الخلايا فى أعداد بياناتها(أو تناسبها) كما رأينا فى المثال السابق ، و أوضحنا أيضاً أن عدم تساوى أعداد البيانات فى كل خلية(أو عدم تناسبها) يمثل قضية و مشكلة كبيرة بين علماء الإحصاء و منهم من اقترح أساليب إحصائية مثل طريقة المربعات الصغرى و التى تتطلب إجراءات إحصائية من الصعب إجراؤها يدوياً لأنها غاية فى التعقيد و كذلك طريقة المتوسط التوافقى و التى تنقصها الدقة كما أنها تطبق فقط فى حالة تقارب الخلايا فى أعداد بياناتها مما يخفض من أسهم مزايا استخدام هذه الطريقة ، و

على ذلك و أمام هذه الصعوبات أشرنا نقلاً عن (Aron &Aron, 1995,403) إلى أنه إما أن يلجأ الباحث إلى حذف الأعداد في بعض الخلايا بصورة تجعل الخلايا متساوية أو أن يلجأ الباحث إلى الطريقة الالكترونية مباشرة لان برامج الكمبيوتر و منها برنامج spss يتعامل مع الخلايا المتساوية و كذلك غير المتساوية في أعداد بياناتها ، و الخطوات المتبعة في إجراء تحليل التباين العاملي ثنائي الاتجاه في حالة الخلايا المتساوية(المتناسبة) في أعداد بياناتها هي نفس الخطوات في حالة الخلايا غير المتساوية (غير المتناسبة) في أعداد بياناتها (و لكن ينبغي معرفة أن البرنامج في هذه الحالة يقوم بتعديل للخلايا باستخدام طريقة المربعات الصغرى) و هي يتم تنفيذها أوتوماتيكياً في البرنامج أي لا يتحكم فيها المستخدم أو الباحث ، و على ذلك فإذا كان على الباحث معالجة خلاياه غير المتساوية أو غير المتناسبة في أعداد بياناتها أن يلجأ إلى الطريقة الالكترونية كما في المثال التالي:وهو مثال غير حقيقي يتكون من عدد صغير من البيانات و ذلك لغرض الشرح و إذا صادف الباحث بيانات حقيقية فمن الضروري أن يتحقق من توافر شروط تحليل التباين و التي منها الاعتدالية و التجانس .

مثال(٦-١١) : أراد باحث معرفة أثر كل من متغير التدخين(مدخن-غير مدخن) و النوع(ذكر-أنثى) على تحصيل ١٦ طالب جامعي موزعين بالتساوي على الخلايا الأربعة الناتجة من تفاعل مستويي المتغيرين المستقلين (التدخين و النوع) و لكن لسبب أو لآخر تغيب ٣ طلاب فأصبح عدد عينته الكلية ١٣ طالب و بياناتها كالتالي:

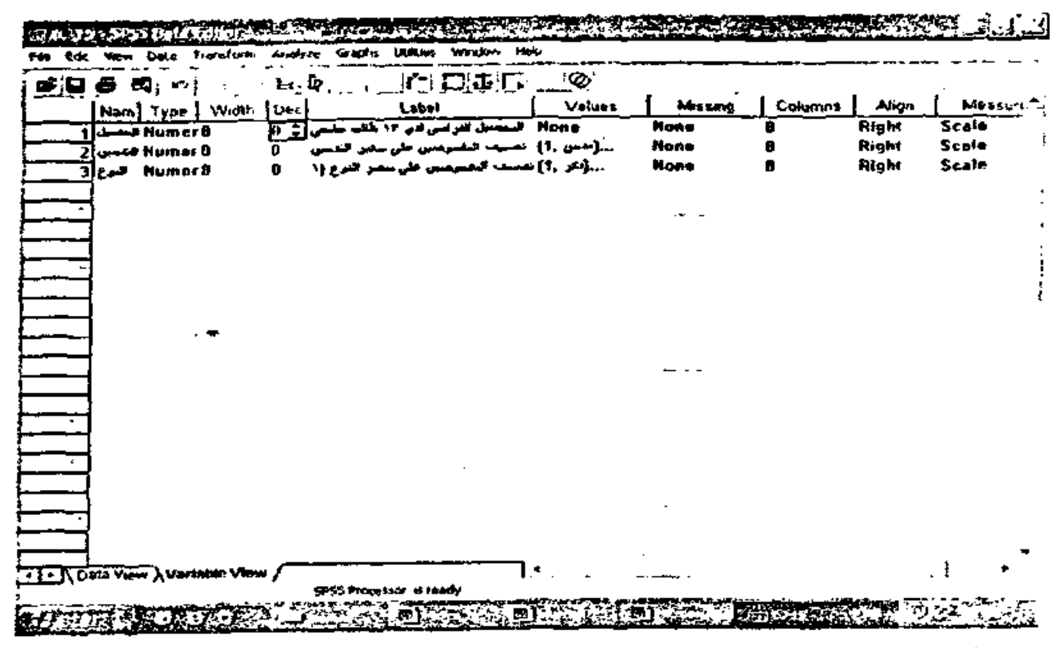
النوع / التدخين	ذكر	أنثى
مدخن	٤ ٢ ٥	١ ٣ ٤ ٢
غير مدخن	٧ ٦ ٩ ٨	٤ ٣

و المطلوب اختبار الفرض البحثى : يوجد تأثير لمتغيرى التدخين(مدخن-غير مدخن) و النوع (ذكر-أنثى) و التفاعل بينهما على التحصيل الدراسى .

حيث أن الخلايا غير متساوية فى أعداد بياناتها كما أنها غير متناسبة فهى كالتالى(٣-٤-٢) ، لذلك فان الحل اليدوى قد يعتريه بعض الصعوبات مما يجعلنا نلجأ إلى الحل الالكترونى بنفس الخطوات المستخدمة فى حالة الخلايا المتساوية كالتالى:

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغيرات المطلوب معالجتها إحصائياً ، و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص من خلال الجدول التالى و الموضح أيضاً بالشاشة كالتالى:

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
التحصيل	رقمى	٨	٠	التحصيل الدراسى لدى ١٣ طالب جامعى	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج
التدخين	رقمى	٨	٠	تصنيف المفحوصين على متغير التدخين (١ ،مدخن)،(٢، غير مدخن) .	(١ ،مدخن)، (٢، غير مدخن)	لا يوجد	٨	يمين	متدرج
النوع	رقمى	٨	٠	تصنيف المفحوصين على متغير النوع (١ ،ذكر)،(٢، أنثى)	(١ ،ذكر)، (٢، أنثى)	لا يوجد	٨	يمين	متدرج



الخطوة الثانية : يتم الانتقال إلى شاشة ***data view*** لتدوين بيانات المتغيرات(التحصيل) ،(التدخين) ،(النوع) كما بالشكل :

	التحصيل	التدخين	النوع
1	4	1	1
2	2	1	1
3	5	1	1
4	1	1	2
5	3	1	2
6	4	1	2
7	2	1	2
8	7	2	1
9	6	2	1
10	9	2	1
11	8	2	1
12	4	2	2
13	3	2	2

الخطوة الثالثة : من سطر الأوامر ***analyze*** نختار الأمر الفرعي***general liner model*** ثم الأمر الفرعي***univariate*** ، سيظهر مربع حوار كما بالشكل ، ندخل المتغير التابع

(التحصيل) في المستطيل المسمى *dependent variable* ، ثم ندخل المتغيرين المستقلين (التدخين)، و (النوع) في المستطيل المسمى *fixed factor(s)* نظراً لانتماء المتغيرين المستقلين إلى نموذج التأثيرات الثابتة كما سبق و أوضحنا :

الخطوة الرابعة : بعد الضغط على الذرار *ok* نحصل على النتيجة الموضحة في شاشة النتائج التالية :

Univariate Analysis of Variance

Between-Subjects Factors

		Value Label	N
تصنيف المفحوصين على متغير التدخين	1	مدخن	7
(مدخن(1)، غير مدخن 2)	2	غير مدخن	6
تصنيف المفحوصين على متغير النوع	1	ذكر	7
(ذكر(1)، أنثى 2)	2	أنثى	6

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: التحصيل الدراسي في ١٢ خلف ملمي

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	56.064[a]	3	18.688	11.090	.002
Intercept	221.021	1	221.021	131.155	.000
التدخين	17.521	1	17.521	10.397	.010
النوع	20.021	1	20.021	11.880	.007
التدخين * النوع	6.021	1	6.021	3.573	.091
Error	15.167	9	1.685		

SPSS Processor is ready

يلاحظ من الشاشة أن :ف المحسوبة لتأثير متغير التدخين = ١٠,٣٩٧ ،ف المحسوبة لتأثير متغير النوع =١١,٨٨ ، ف المحسوبة لتأثير التفاعل بين المتغيرين المستقلين(التدخين×النوع) =٣,٥٧ .

الخطوة الخامسة : التعرف على الدلالة الإحصائية لقيمة ف الناتجة :من الشاشة نلاحظ أن :الدلالة الإحصائية لقيمة ف المحسوبة لتأثير متغير التدخين =٠,٠١ ،و الدلالة الإحصائية لقيمة ف المحسوبة لتأثير متغير النوع =٠,٠٠٧، هذه الدلالة تعنى ف دالة عند مستوى ٠,٠١ ،و الدلالة الإحصائية لقيمة ف المحسوبة لتأثير التفاعل(التدخين×النوع) =٠,٠٩، هذه الدلالة تعنى ف غير دالة للتفاعل ، و بالتالى فإن الفرض الصفرى يرفض جزئياً ، و بالتالى يتم قبول الفرض البديل " يوجد تأثير لمتغيرى التدخين(مدخن-غير مدخن) و النوع (ذكر-أنثى) و التفاعل بينهما على التحصيل الدراسى" جزئياً.

حجم تأثير المتغيرين المستقلين و كذلك التفاعل على المتغير التابع :

علمنا مما سبق كيفية حساب حجم التأثير يدوياً ، و لكن على الباحث أن يعلم أن حجم التأثير يمكن حسابه يدوياً و باستخدام برنامج spss فى حالة الخلايا المتساوية أو غير المتساوية كالتالى:

١-اضغط على ذرار options الموجود فى صندوق الحوار الموضح فى الخطوة الثالثة السابقة ستحصل على مربع الحوار الفرعى التالى:

Univariate: Options

Estimated Marginal Means

Factor(s) and Factor Interactions: (OVERALL) التدخين النوع التدخين*النوع

Display Means for:

Display

- Descriptive statistics
- Estimates of effect size
- Observed power
- Parameter estimates
- Contrast coefficient matrix
- Homogeneity tests
- Spread vs. level plot
- Residual plot
- Lack of fit
- General estimable function

Significance level: .05 Confidence intervals are 95%

Continue Cancel Help

Model... Contrasts... Plots... Post Hoc... Save... Options...

٢-يحتوى مربع الحوار الفرعي على خيارات عديدة ما يهمنا فيها مبدئياً على مستوى هذا المؤلف هى تحديد تقديرات حجم التأثير estimates of effect size الموجود في الجزء الأيسر السفلي من مرع الحوار الفرعي .

٣-اضغط على ذرار continue لإخفاء هذا المربع و العودة إلى مربع الحوار الأصلي ، كما بالشكل:

٤-اضغط على ذرار ok ستحصل على الجدول الخاص بقيم ف و مرفق بها على اليمين حجوم التأثير المختلفة كما بالشكل :

		Value Label	N
[illegible]	1	[illegible]	7
[illegible]	2	غير [illegible]	6
[illegible]	1	ذكر	7
[illegible]	2	أنثى	6

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: [illegible]

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared
Corrected Model	56.084a	3	18.695	11.090	.002	.797
Intercept	221.021	1	221.021	131.165	.000	.936
التعيين	17.521	1	17.521	10.397	.010	.536
النوع	20.021	1	20.021	11.880	.007	.569
التعيين * النوع	6.021	1	6.021	3.573	.091	.284
Error	15.167	9	1.685			
Total	230.000	13				
Corrected Total	71.231	12				

a. R Squared = .797 (Adjusted R Squared = .716)

و يلاحظ من الشاشة :

حجم التأثير للمتغير المستقل (التدخين) = ٠,٥٣٦ ، حجم التأثير للمتغير المستقل (النوع) =٠,٥٦٩ ، و هما تأثيران قويان .

تفسير النتيجة المتحصل عليها تربوياً : تشير النتيجة إلى رفض الفرض الصفرى جزئياً ، و قبول الفرض البديل " يوجد تأثير لتغيرى التدخين(مدخن-غير مدخن) و النوع (ذكر-أنثى) و التفاعل بينهما على التحصيل الدراسى" جزئياً ، و جاءت تفاصيل النتيجة لتشير إلى أن كل من متغيريى التدخين و النوع لهما تأثيرهما الدال على التحصيل ، أما التفاعل بين التغيرين فلا يؤثر على التحصيل ، و يمكن تفسير هذه النتيجة فى ضوء متوسطات الخلايا لكل متغير فإذا ضغطنا على الاختيار *descriptive statistics* الموجود فى الخطوة (١) المتعلق بحجوم التأثير سنحصل على متوسط مجموعة المدخنين فى التحصيل =٣، و كذلك متوسط مجموعة غير المدخنين = ٦,١٧ ، و متوسط مجموعة الذكور =٥,٨٦ ، و متوسط مجموعة الاناث =٢,٨٣ ،و بذلك نجد تأثيراً قوياً (حجم تأثير قوى)لتغير التدخين على التحصيل و هو يشير إلى أن مجموعة غير المدخنين أعلى تحصيلاً من مجموعة المدخنين و قد يكون ذلك بسبب الاثار السلبية التى يخلفها التدخين على الجسم و التى تعرقل بالطبع عملية الاستذكار، أيضاً هناك تأثيراً قوياً (حجم تأثير قوى)لتغير النوع على التحصيل و هو يشير إلى أن مجموعة الذكور أعلى تحصيلاً من مجموعة الإناث و هى نتيجة ترتبط بظروف العينة نفسها (نظراً لصغر حجم العينة) ، و شئ طبيعى عدم تأثير التفاعل بين التغيرين على التحصيل فكون الدخن (ذكر أو أنثى) لا يحميه من الاثار السلبية التى يمكن أن تلحقها عملية التدخين على التحصيل .

تدريب
هل يمكن إجراء مقارنات بعدية على المثال السابق

أما إذا لم تتحقق شروط استخدام تحليل التباين العاملى فى حالة القياسات المستقلة (مجموعات مستقلة) فان هناك بدائل لابارامترية عديدة منها اختبار هارول-سيرلين *Harwell-Serlin* ، و غيرها من البدائل اللابارامترية الأخرى ولمعرفة كيفية إجراء هذه البدائل اللابارمترية يمكن الرجوع إلى(محسوب عبد القادر الضوى،٢٠٠٦، ١١٩-١٦١) .

تحليل التباين ثنائى الاتجاه فى حالة القياسات المتكررة *repeated measures two-way anova*

يتم تطبيق تحليل التباين ثنائ الاتجاه للقياسات المتكورة فى حالة مرور نفس المجموعة من المفحوصين بكل المعالجات (القياسات) حيث يكرر القياس على المفحوصين فى معالجات متتالية مختلفة، و كل قياس أو معالجة أو موقف تجريبى يمر به المفحوصون يعد تفاعل مستويين أحدهما من العامل الأول و الآخر من العامل الثانى ، و لكى نعرف كيفية إجراء هذا النوع من أسلوب تحليل التباين يمكن عرض المثال التالى:

مثال : أراد باحث معرفة أثر كل من الموقف الاختبارى (تعليمات–بدون تعليمات) ، و توقيت الاختبار(صباحاً–مساءً) على الأداء الاختبارى فى مادة الجبر لدى عينة من المفحوصين عددهم ١٠ ، فقام بتطبيق الاختبار عليهم فى أربعة مواقف تجريبية هى: (بتعليمات و صباحاً – بتعليمات و مساءً – بدون تعليمات و صباحاً – بدون تعليمات و مساءً) و كانت بياناتهم موزعة فى الجدول التالى :

توقيت الاختبار / الموقف الاختبارى	صباحاً		مساءً	
بتعليمات	هناء	١٥	هناء	٩
	زينب	١٤	زينب	١
	مصطفى	٢١	مصطفى	١٤
	مؤمن	١٥	مؤمن	٥
	محمد	١٩	محمد	٨
	عبده	١٥	عبده	١٢
	الاء	٢٥	الاء	١١
	اية	١٤	اية	١٠
	حمادة	١٧	حمادة	١٧
	رقية	١٩	رقية	١٥
المجموع		١٧٤		١٠٢
بدون تعليمات	هناء	٤	هناء	٢
	زينب	٥	زينب	٣
	مصطفى	٦	مصطفى	٤
	مؤمن	٧	مؤمن	١
	محمد	٨	محمد	٥
	عبده	٩	عبده	٢
	الاء	٧	الاء	٣
	اية	١٩	اية	٤
	حمادة	٧	حمادة	٥
	رقية	٩	رقية	٥
المجموع		٨١		٣٤
المجموع الكلى	= ١٧٤+١٠٢+٨١+٣٤= ٣٩١			

و المطلوب اختبار الفرض البحثى : يختلف الأداء على اختبار مادة الجبر باختلاف الموقف الاختبار (بتعليمات–بدون تعليمات) و توقيت الاختبار(صباحاً–مساءً) و التفاعل بينهما .

بالنظر إلى البيانات السابقة نجد أن معاملات التواء بيانات كل خلية من الخلايا الأربعة أقل من ٢ و من ثم يقترب توزيع بيانات الخلايا من الاعتدالية ، كما أن هناك تجانس بين بيانات الخلايا الأربعة

تدريب

تحقق من اعتدالية و تجانس البيانات السابقة

و بذلك يمكن تطبيق أسلوب تحليل التباين ثنائى الاتجاه للقياسات المتكررة كالتالى :

الطريقة اليدوية :

الخطوة الأولى : الحصول على درجات كل مفحوص فى كل مستوى من مستوييى كل متغير مستقل ، و كذلك مجموع درجاته فى المعالجات الأربعة (و هو يساوى مجموع درجات المستويات الأربعة مقسوماً على ٢) كالتالى :

المفحوصون	بتعليمات	بدون تعليمات	صباحاً	مساءً	المجموع
هناء	٢٤	٦	١٩	١١	٣٠
زينب	١٥	٨	١٩	٤	٢٣
مصطفى	٣٥	١٠	٢٧	١٨	٤٥
مؤمن	٢٠	٨	٢٢	٦	٢٨
محمد	٢٧	١٣	٢٧	١٣	٤٠
عبده	٢٧	١١	٢٤	١٤	٣٨
الاء	٣٦	١٠	٣٢	١٤	٤٦
اية	٢٤	٢٣	٣٣	١٤	٤٧
حمادة	٣٤	١٢	٢٤	٢٢	٤٦
رقية	٣٤	١٤	٢٨	٢٠	٤٨
المجموع	٢٧٦	١١٥	٢٥٥	١٣٦	٣٩١

الخطوة الثانية* : الحصول على التباين بين المفحوصين :

١): مجموع المربعات بين المفحوصين = س–ج

حيث :س مجموع مربعات مجموع درجات كل مفحوص فى المعالجات الأربعة مقسوماً على عدد المستويات الكلى = $(٣٠)^٢ + (٢٣)^٢ + (٤٥)^٢ + (٢٨)^٢ + (٤٠)^٢ + (٣٨)^٢ + (٤٦)^٢$ $+ (٤٧)^٢ + (٤٦)^٢ + (٤٨)^٢ \div ٤ = ١٦٠٢٧ \div ٤ = ٤٠٠٦,٧٥$

ج مربع المجموع الكلى للدرجات الأصلية مقسوماً على عدد الملاحظات الكلى

ج= $(٣٩١)^٢ \div ٤٠ = ٣٨٢٢,٠٢٥$.

إذاً :مجموع المربعات بين المفحوصين = ٤٠٠٦,٧٥ – ٣٨٢٢,٠٢٥ = ١٨٤,٧٢٥ .

٢):درجات الحرية =عدد المفحوصين–١=١٠–١=٩

$$\text{التباين بين المفحوصين} = \frac{\text{مجموع المربعات بين المفحوصين}}{\text{درجات الحرية}} \quad .....(٦-٥٩)$$

$$\text{التباين بين المفحوصين} = \frac{١٨٤,٧٢٥}{٩} = ٢٠,٥٢٥$$

الخطوة الثالثة : الحصول على تباين المتغير المستقل (توقيت الاختبار) تباين $_{\text{توقيت الاختبار}}$ كالتالى :

١) : مجموع مربعات التأثير الرئيسى للمتغير المستقل توقيت الاختبار = ص–ج

حيث :ص مجموع مربعى مجموعى الدرجات لستويى المتغير المستقل(توقيت الاختبار) مقسوماً على عدد الملاحظات في هذين المستويين = $(٢٥٥)^٢ + (١٣٦)^٢ \div ٢٠ = ٤١٧٦,٠٥$

إذاً : مجموع مربعات التأثير الرئيسى للمتغير المستقل توقيت الاختبار

= ٤١٧٦,٠٥ – ٣٨٢٢,٠٢٥ = ٣٥٤,٠٢٥.

٢): درجات الحرية = عدد مستويات المتغير المستقل–١ =٢–١=١

$$\text{تباين}_{\text{توقيت الاختبار}} = \frac{\text{مجموع مربعات التأثير الرئيسى للمتغير المستقل توقيت الاختبار}}{\text{درجات الحرية}} \quad .....(٦-٦٠)$$

---

* خطوة تأكيدية .

تباين $_{\text{توقيت الاختبار}}$ = $\frac{٣٥٤,٠٢٥}{١}$ =٣٥٤,٠٢٥

الخطوة الرابعة : الحصول على تباين المتغير المستقل (الموقف الاختبارى) تباين $_{\text{الموقف الاختبارى}}$ كالتالى :

١): مجموع مربعات التأثير الرئيسى للمتغير المستقل الموقف الاختبارى = ع-ج

حيث :ع مجموع مربعى مجموعى الدرجات لمستويى التغير المستقل(الموقف الاختبارى) مقسوماً على عدد اللاحظات فى هذين المستويين

= (٢٧٦)^{٢}+(١١٥)^{٢} ÷ ٢٠ =٤٤٧٠,٠٥

إذاً : مجموع مربعات التأثير الرئيسى للمتغير المستقل الموقف الاختبارى

= ٤٤٧٠,٠٥ — ٣٨٢٢,٠٢٥ = ٦٤٨,٠٢٥ .

٢): درجات الحرية = عدد مستويات التغير المستقل-١ =٢-١=١

تباين $_{\text{الموقف الاختبارى}}$ = $\frac{\text{مجموع مربعات التأثير الرئيسى للمتغير المستقل الموقف الاختبارى}}{\text{درجات الحرية}}$ .....(٦-٦١)

تباين $_{\text{الموقف الاختبارى}}$ = $\frac{٦٤٨,٠٢٥}{١}$ =٦٤٨,٠٢٥

الخطوة الخامسة: الحصول على تباين تفاعل مستويى المتغيرين المستقلين : الموقف الاختبارى× توقيت الاختبار (تباين $_{\text{الموقف الاختبارى×توقيت الاختبار}}$ كالتالى:

١): مجموع مربعات تفاعل مستويى المتغيرين المستقلين : الموقف الاختبارى× توقيت الاختبار = س$_{١}$-ص-ع +ج :

حيث : س$_{١}$: مجموع مربعات مجاميع الدرجات فى المعالجات الأربعة مقسوماً على عدد الأفراد (و ليس الملاحظات) =(١٧٤)^{٢}+(١٠٢)^{٢}+(٨١)^{٢}+(٣٤)^{٢} ÷ ١٠ =٤٨٣٩,٧.

و من الخطوات السابقة: ص= ٤١٧٦,٠٥ ، ع = ٤٤٧٠,٠٥، ج= ٣٨٢٢,٠٢٥ .

إذاً: مجموع مربعات تفاعل مستويى المتغيرين المستقلين الموقف الاختبارى×توقيت الاختبار = ٤٨٣٩,٧.- ٤١٧٦,٠٥-٤٤٧٠,٠٥+٣٨٢٢,٠٢٥=١٥,٦٢٥ .

٢): درجات الحرية = (عدد مستويات المتغير المستقل الأول-١)×(عدد مستويات المتغير المستقل الثاني-١) = (٢-١)×(٢-١) =١×١=١

$$\text{تباين}_{\text{الوقف الاختباري × توقيت الاختبار}} = \frac{\text{مجموع مربعات تفاعل مستويي المتغيرين المستقلين : الموقف الاختباري× توقيت الاختبار}}{\text{درجات الحرية}} \quad .....(٦-٦٢)$$

$$\text{تباين}_{\text{الوقف الاختباري × توقيت الاختبار}} = \frac{١٥,٦٢٥}{١} =١٥,٦٢٥$$

الخطوة السادسة: الحصول على تباين تفاعل مستويي المتغير المستقل توقيت الاختبار مع مستويات المفحوصين: توقيت الاختبار× المفحوصين(تباين $_{\text{توقيت الاختبار ×المفحوصين}}$) كالتالى:

١): مجموع مربعات تفاعل مستويي المتغير المستقل توقيت الاختبار مع مستويات المفحوصين: توقيت الاختبار× المفحوصين = ص$_١$ –ص–س+ج :

حيث : ص$_١$: مجموع مربعات مجموع درجات كل مفحوص فى كل مستوى من مستوييى المتغير المستقل توقيت الاختبار(صباحاً-مساءً) مقسوماً على عدد المستويات : ع$_١$ =(١٩)^٢ +(١٩)^٢ +(٢٧)^٢ +(٢٧)^٢ +(٢٢)^٢ +(٢٧)^٢ +(٢٤)^٢ +(٣٢)^٢ +(٣٣)^٢ +(٢٤)^٢ +(٢٨)^٢ +(١١)^٢ +(٤)^٢+(١٨)^٢ +(٦)^٢+(١٣)^٢+(١٤)^٢+(١٤)^٢ +(١٤)^٢+(٢٢)^٢+(٢٠)^٢ ÷٢

= ٨٨٥١ ÷٢ =٤٤٢٥,٥

و من الخطوات السابقة: ص= ٤١٧٦,٠٥ ، س= ٤٠٠٦,٧٥، ج= ٣٨٢٢,٠٢٥ .

إذاً:مجموع مربعات تفاعل مستويي المتغير المستقل توقيت الاختبار مع مستويات المفحوصين: توقيت الاختبار× المفحوصين = ٤٤٢٥,٥ -٤١٧٦,٠٥-٤٠٠٦,٧٥+٣٨٢٢,٠٢٥ =٦٤,٧٢٥ .

٢): درجات الحرية =(عدد مستويات المتغير المستقل-١)×(عدد المفحوصين-١)=(٢-١)×(١٠-١) = ١×٩ =٩ .

$$\text{تباين}_{\text{توقيت الاختبار×المفحوصين}} = \frac{\text{مجموع مربعات تفاعل مستويي المتغير المستقل توقيت الاختبار مع مستويات المفحوصين: توقيت الاختبار× المفحوصين}}{\text{درجات الحرية}} \quad .....(٦-٦٣)$$

$$\text{تباين}_{\text{توقيت الاختبار×المفحوصين}} = \frac{٦٤,٧٢٥}{٩} = ٧,١٩$$

الخطوة السابعة: الحصول على تباين تفاعل مستويي المتغير المستقل الموقف الاختبارى مع مستويات المفحوصين: الموقف الاختبارى× المفحوصين(تباين $_{\text{الموقف الاختبارى ×المفحوصين}}$) كالتالى:

١): مجموع مربعات تفاعل مستويي المتغير المستقل الموقف الاختبارى مع مستويات المفحوصين: الموقف الاختبارى× المفحوصين = ع، –ع–س+ج :

حيث : ع، : مجموع مربعات مجموع درجات كل مفحوص فى كل مستوى من مستوييى المتغير المستقل الموقف الاختبارى(تعليمات–بدون تعليمات) مقسوماً على عدد المستويات : ص، =(٢٤)^٢ +(١٥)^٢ +(٣٥)^٢ +(٢٠)^٢ +(٢٧)^٢ +(٢٧)^٢ +(٣٦)^٢ +(٢٤)^٢ +(٣٤)^٢ +(٣٤)^٢ +(٩)^٢ +(٨)^٢+(١٠)^٢ +(٨)^٢+(١٣)^٢+(١١)^٢ +(١٠)^٢+(٢٣)^٢+(١٢)^٢+(١٤)^٢ ÷٢

= ٩٥٩١÷٢ =٤٧٩٥,٥ .

و من الخطوات السابقة: ع= ٤٤٧٠,٠٥، س= ٤٠٠٦,٧٥، ج= ٣٨٢٢,٠٢٥ .

إذاً:مجموع مربعات تفاعل مستويي المتغير المستقل الموقف الاختبارى مع مستويات المفحوصين:الموقف الاختبارى× المفحوصين =٤٧٩٥,٥–٤٤٧٠,٠٥–٤٠٠٦,٧٥+٣٨٢٢,٠٢٥

=١٤٠,٧٢٥

٢): درجات الحرية =(عدد مستويات المتغير المستقل–١)×(عدد المفحوصين–١)=(٢–١)×(١٠–١) = ١×٩ =٩ .

$$\text{تباين}_{\text{الموقف الاختبارى×المفحوصين}} = \frac{\text{مجموع مربعات تفاعل مستويي المتغير المستقل الموقف الاختبارى مع مستويات المفحوصين: الموقف الاختبارى× المفحوصين}}{\text{درجات الحرية}} \quad .....(٦–٦٤)$$

$$\text{تباين}_{\text{الموقف الاختبارى×المفحوصين}} = \frac{١٤٠,٧٢٥}{٩} = ١٥,٦٤$$

الخطوة الثامنة : الحصول على تباين تفاعل مستويي المتغير المستقل الموقف الاختبارى مع مستوييى المتغير المستقل توقيت الاختبار مع مستويات المفحوصين: الموقف الاختبارى× توقيت الاختبار× المفحوصين (تباين $_{\text{الموقف الاختبارى×توقيت الاختبار×المفحوصين}}$):

١): مجموع مربعات تفاعل مستويي المتغير المستقل الموقف الاختبارى مع مستويي المتغير المستقل توقيت الاختبار مع مستويات المفحوصين: الموقف الاختبارى× توقيت الاختبار× المفحوصين = ج١–س١–ص١–ع١+س+ص+ع–ج

حيث : ج١ : مجموع مربعات الدرجات فى الأربع معالجات : (١٥)٢ +(١٤)٢ +(٢١)٢ +(١٥)٢+(١٩)٢+(١٥)٢ +(٢٥)٢+(١٤)٢+(١٧)٢+(١٩)٢ +(٩)٢ +(١)٢ + (١٤)٢ +(٥)٢ +(٨)٢ +(١٢)٢ +(١١)٢ +(١٠)٢ +(١٧)٢+(١٥)٢+(٤)٢+(٥)٢+(٦)٢+(٧)٢ +(٨)٢ +(٩)٢ + (٧)٢ +(١٩)٢ +(٧)٢+(٩)٢ +(٢)٢ +(٣)٢ +(٤)٢+(١)٢+(٥)٢+(٢)٢+(٣)٢+(٤)٢ +(٥)٢ +(٥)٢ = ٥٣٣٥

و من الخطوات السابقة: س١=٤٨٣٩,٧ ، ص١=٤٤٢٥,٥ ، ع١=٤٧٩٥,٥ ، س= ٤٠٠٦,٧٥ ، ص = ٤١٧٦,٠٥ ، ع= ٤٤٧٠,٠٥، ج= ٣٨٢٢,٠٢٥

إذاً: مجموع مربعات تفاعل مستويي المتغير المستقل الموقف الاختبارى مع مستويي المتغير المستقل توقيت الاختبار مع مستويات المفحوصين: الموقف الاختبارى× توقيت الاختبار× المفحوصين= ٥٣٣٥ –٤٨٣٩,٧–٤٤٢٥,٥–٤٧٩٥,٥+٤٠٠٦,٧٥+٤١٧٦,٠٥ + ٤٤٧٠,٠٥ –٣٨٢٢,٠٢٥= ١٠٥,١٢٥ .

٢): درجات الحرية =(عدد مستويات المتغير المستقل الأول –١) ×(عدد مستويات المتغير المستقل الثانى –١) ×(عدد المفحوصين–١)=(٢–١)×(٢–١)×(١٠–١) = ١×١×٩ =٩ .

تباين الموقف الاختبارى×توقيت الاختبار× المفحوصين = (مجموع مربعات تفاعل مستويي المتغير المستقل الموقف الاختبارى مع مستويي المتغير المستقل توقيت الاختبار مع مستويات المفحوصين: الموقف الاختبارى× توقيت الاختبار× المفحوصين) / (درجات الحرية) .....(٦–٦٥)

تباين الموقف الاختبارى×توقيت الاختبار× المفحوصين = ١٠٥,١٢٥ / ٩ =١١,٦٨

الخطوة التاسعة *: الحصول على التباين الكلى كالتالى:

١): المجموع الكلى للمربعات داخل المفحوصين = ج١–ج = ٥٣٣٥ –٣٨٢٢,٠٢٥ =١٥١٢,٩٧٥ .

٢)درجات الحرية = العدد الكلى للملاحظات–١=٤٠–١=٣٩ .

---

* خطوة تأكيدية .

$$\text{التباين الكلى} = \frac{\text{المجموع الكلى للمربعات داخل المفحوصين}}{\text{درجات الحرية}} \quad .....(٦-٦٦)$$

$$\text{التباين الكلى} = \frac{١٥١٢,٩٧٥}{٣٩} = ٣٨,٧٩$$

الخطوة العاشرة : إيجاد النسب الفائية التالية :

النسبة الفائية لتأثير المتغير المستقل(توقيت الاختبار)

$$\text{ف}_{\text{توقيت الاختبار}} = \frac{\text{تباين}_{\text{ توقيت الاختبار}}}{\text{تباين}_{\text{توقيت الاختبار×المفحوصين}}} \quad .....(٦-٦٧)$$

$$\text{ف}_{\text{توقيت الاختبار}} = \frac{٣٥٤,٠٢٥}{٧,١٩} = ٤٩,٢٤$$

النسبة الفائية لتأثير المتغير المستقل(الموقف الاختبارى)

$$\text{ف}_{\text{الموقف الاختبارى}} = \frac{\text{تباين}_{\text{ الموقف الاختبارى}}}{\text{تباين}_{\text{الموقف الاختبارى ×المفحوصين}}} \quad .....(٦-٦٨)$$

$$= \frac{٦٤٨,٠٢٥}{١٥,٦٤} = ٤١,٤٣$$

النسبة الفائية لتأثير تفاعل المتغيرين المستقلين (توقيت الاختبار ×الموقف الاختبارى)

$$\text{ف}_{\text{(توقيت الاختبار × الموقف الاختبارى)}} = \frac{\text{تباين}_{\text{ توقيت الاختبار × الموقف الاختبارى}}}{\text{تباين}_{\text{ توقيت الاختبار × الموقف الاختبارى ×المفحوصين}}} \quad .....(٦-٦٩)$$

$$\text{ف}_{\text{(توقيت الاختبار × الموقف الاختبارى)}} = \frac{١٥,٦٢٥}{١١,٦٨} = ١,٣٤$$

الخطوة الحادية عشر: إعداد الجدول التالى :

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	التباين	النسبة الفائية	الدلالة
بين المفحوصين	١٨٤,٧٢٥	٩	٢٠,٥٢٥		
توقيت الاختبار	٣٥٤,٠٢٥	١	٣٥٤,٠٢٥	٤٩,٢٤	٠,٠١
الموقف الاختبارى	٦٤٨,٠٢٥	١	٦٤٨,٠٢٥	٤١,٤٣	٠,٠١
توقيت الاختبار×الموقف الاختبارى	١٥,٦٢٥	١	١٥,٦٢٥	١,٣٤	غير دالة
توقيت الاختبار×المفحوصين	٦٤,٧٢٥	٩	٧,١٩		
الموقف الاختبارى×المفحوصين	١٤٠,٧٢٥	٩	١٥,٦٤		
توقيت الاختبار×الموقف الاختبارى×المفحوصين	١٠٥,١٢٥	٩	١١,٦٨		
الكلى	١٥١٢,٩٧٥	٣٩			

تفسير النتيجة المتوصل إليها تربوياً :تشير النتيجة إلى رفض الفرض الصفرى جزئياً و قبول الفرض البديل " يختلف الأداء على اختبار مادة الجبر باختلاف الموقف الاختبارى (بتعليمات–بدون تعليمات) و توقيت الاختبار(صباحاً–مساءً) و التفاعل بينهما " ، جزئياً ، حيث تم التوصل إلى وجود تأثير دال لكل من الموقف الاختبارى (بتعليمات–بدون تعليمات) ، و توقيت الاختبار(صباحاً–مساءً) على الأداء الاختبارى و لكن لا يوجد تأثير للتفاعل بيم مستوييى المتغيرين ، و إذاً تفحصنا متوسط درجات كل مستوى نجد أن التأثير الدال لمتغير الموقف الاختبارى (بتعليمات–بدون تعليمات) يشير إلى أن الأداء على اختبار الجبر فى حالة وجود تعليمات أفضل من الأداء فى حالة انتفاء التعليمات فالتعليمات تزيل كثير من الغموض لدى المستجيبين مما يجعلهم يجيبون بصورة أفضل ، كما أن التأثير الدال لمتغير توقيت الاختبار (صباحاً–مساءً) يشير إلى أن الأداء على اختبار الجبر صباحاً أفضل من الأداء مساءً ، ففترة الصباح تكون فيها الذاكرة نشيطة و يكون المستجيب مفعم بالحيوية و الطاقة بعكس الفترة المسائية التى يكون فيها المفحوص فى حالة إجهاد جسمى و عقلى بعض الشئ ، و لكن بالرغم من وجود تأثير دال لكلا المتغيرين إلا أن التفاعل بين مستوييى المتغيرين غير دال(و هى نتيجة تحتاج إلى بحوث لتدعيمها أو نفيها) ، و لكن يمكن تفسيرها بأن الأداء الاختبارى حتى إن كان فى الصباح فإذا انتفت التعليمات منه سوف لا يحقق أفضل نتيجة ، و العكس صحيح إذا كان الأداء الاختبارى فى المساء و صاحبه تعليمات سوف لا يحقق أفضل نتيجة أيضاً ، مما يشير إلى أن تفاعل مستوييى المتغيرين لا يغير من الوضع .

الحل الالكترونى: خارج نطاق هذه الكتاب

البديل اللابارامترى لتحليل التباين ذى القياسات المتكررة:

فى حالة عدم توافر الشروط الخاصة بتحليل التباين للقياسات المتكررة فانه يمكننا اللجوء إلى بديل لابارامترى مناسب و البديل المناسب هنا هو اختبار فريدمان Freidman ،و بالرغم من أن برنامج *spss* يقوم بتقريب إحصاءة $F_{\text{فريدمان}}$ إلى إحصاءة $كا^{2}$ عند أى عدد من بيانات المجموعة(ن) و أى عدد من المعالجات (ك)حتى لو كان :ن=٢،ك=٢ ، و

بالرغم أيضاً من توحد الطريقة اليدوية فى إجراء إحصاءة F فريدمان بغض النظر عن مقدار (ن) أو(ك) ، إلا أن الاختلاف يظهر فى الطريقة اليدوية فى كيفية التعرف على دلالة إحصاءة F فريدمان و هذا يختلف على حسب مقدار (ن) و (ك) ، فإذا قلت (ن) عن ١٠ و قلت (ك) عن ٤ أو ساوتها فإنه يتم مقارنة قيمة F فريدمان المحسوبة بقيمة جدولية مأخوذة من جدول القيم الحرجة لتوزيع فريدمان ، فإذا زادت F فريدمان المحسوبة على F فريدمان الجدولية أو ساوتها تصبح إحصاءة فريدمان دالة (و يتم البحث فى الجدول عند (ك،ن) أم غير ذلك فتعتبر غير دالة، أما إذا زادت(ن) فى كل مجموعة أو ساوت ١٠ أو زادت (ك) على (٤) فإنه يمكن تقريب إحصاءة فريدمان إلى إحصاءة مربع كا ***approximately chi square distribution*** و فى هذه الحالة نقارن القيمة التى نحسبها من اختبار فريدمان بالقيم الحرجة المستخرجة من جدول كا٢ عند درجات حرية (عدد المعالجات–١)و يمكن فى هذا الصدد ذكر مثالين :

ملاحظة

عندما لا تكون هناك رتب مكررة فان هناك صيغة معينة لإحصاءة فريدمان ، و لكن عندما تكون هناك رتب مكررة نلجأ إلى عملية تصحيح لهذه الإحصاءة بقسمتها على مقدار معين يعتمد على عدد الرتب المكررة لكل مفحوص عبر المعالجات كما سنرى فى المثالين التاليين .

مثال(٦-١٦) : قام باحث بالتعرف على تفضيلات ١٠مفحوصون لأربعة تخصصات بكلية التربية هى : الصحة النفسية–المناهج–علم النفس التربوى–أصول التربية ، و ذلك بوضع كل مفحوص منهم درجة من ١٢ لكل مادة تبين درجة أفضليته للمادة و كانت بياناتهم كالتالى:

المفحوصون	الصحة النفسية	المناهج	علم النفس التربوى	أصول التربية
محمد	٩	٥	٤	١٠
عبد الله	٦	٥	٧	٩
هناء	٤	٦	٩	١٠
عمر	١٠	٥	٤	٩
آلاء	٧	٩	٨	١
مريم	٤	٦	١٠	٨
منة	٨	٥	٧	٩
مؤمن	١٠	٥	٧	٨
اية	٥	٤	١	١٠
عبده	٨	٧	٥	٩

و المطلوب اختبار الفرض البحثى : لا توجد فروق بين تفضيلات المفحوصين للتخصصات الأربعة (الصحة النفسية–المناهج–علم النفس التربوى–أصول التربية) .

الدرجات غير مكررة لكل مفحوص (و بالتالى لا توجد رتب مكررة)، كما أن البيانات لاتفى بافتراضات اختبار ف فبيانات الظرف التجريبى الرابع(تفضيلات أصول التربية) غير اعتدالية (حاول أن تتحقق من ذلك) .

لذلك نلجأ إلى بديل لابارامترى و البديل المناسب هو اختبار فريدمان كالتالى:

الطريقة اليدوية:

الخطوة الأولى : إعداد جدول كالتالى وفيه:

١)يتم تحويل درجات كل مفحوص عبر المعالجات الأربعة إلى رتب ، بحيث تعطى أصغر قيمة الرتبة ١ ، و القيمة الأكبر منها مباشرة الرتبة ٢ ، و هكذا و بالتالى يكون الترتيب هنا خلال كل مفحوص (عبر الصفوف) و ليس بين المفحوصين (الأعمدة).

٢)يتم إيجاد مجموع رتب كل عمود .

٣)يتم إيجاد متوسط مجاميع الرتب و هذا ما يبينه الجدول التالى:

المفحوصون	الصحة النفسية	المناهج	علم النفس التربوى	أصول التربية
محمد	٣	٢	١	٤
عبد الله	٢	١	٣	٤
هناء	١	٢	٣	٤
عمر	٤	٢	١	٣
الاء	٢	٤	٣	١
مريم	١	٢	٤	٣
منة	٣	١	٢	٤
مؤمن	٤	١	٢	٣
اية	٣	٢	١	٤
عبده	٣	٢	١	٤
المجموع	مج $ر_1$ =٢٦	مج $ر_2$ =١٩	مج $ر_3$ =٢١	مج $ر_4$ =٣٤
متوسط مجاميع الرتب (م مج $ر_ع$)		م مج $ر_ع$ =	$\frac{٢٦+١٩+٢١+٣٤}{٤}$	=٢٥

الخطوة الثالثة: تحديد قيمة إحصاءة $F_{فريدمان}$ من القانون :

$$F_{\text{فريدمان}} = \frac{12 \times \text{مج}\left[\text{مج}_{\text{رع}} - \text{م مج}_{\text{رع}}\right]^{2}}{\text{ن} \times \text{ك} \times (\text{ك}+1)} \quad .....(٦-٧٠)$$

حيث : $\text{مج}_{\text{رع}}$: مجموع رتب كل عمود ، $\text{م مج}_{\text{رع}}$: متوسط مجاميع الرتب =٢٥

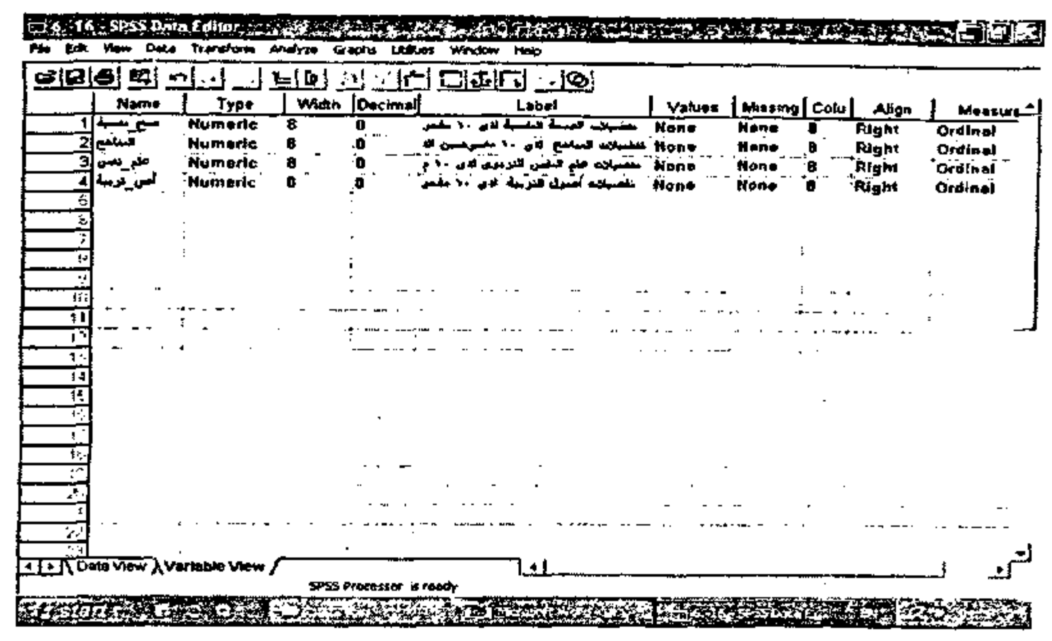
ن عدد المفحوصين =١٠ ، ك عدد المعالجات =٤

$$F_{\text{فريدمان}} = \frac{12 \times \left[(٢٦-٢٥)^{2}+(١٩-٢٥)^{2}+(٢١-٢٥)+(٣٤-٢٥)\right]^{2}}{١٠\times٤\times(٤+١)} = ٨,٠٤$$

استخدام *SPSS* :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغيرات المطلوب معالجتها إحصائياً و هي (صح_نفسية) ،و (المناهج)،و (علم نفس)و (أص_تربية) ، و ذلك بفتح شاشة ***variable view*** و تحديد هذه الخصائص من خلال الجدول التالى و الموضح أيضاً بالشاشة كالتالى:

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
صح_نفسية	رقمى	٨	٠	تفضيلات الصحة النفسية لدى ١٠ مفحوصين الدرجة من ١٢	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	رتبى
المناهج	رقمى	٨	٠	تفضيلات المناهج لدى ١٠ مفحوصين الدرجة من ١٢	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	رتبى
علم نفس	رقمى	٨	٠	تفضيلات علم النفس التربوى لدى ١٠ مفحوصين الدرجة من ١٢	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	رتبى
أص_تربية	رقمى	٨	٠	تفضيلات أصول التربية لدى ١٠ مفحوصين الدرجة من ١٢	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	رتبى



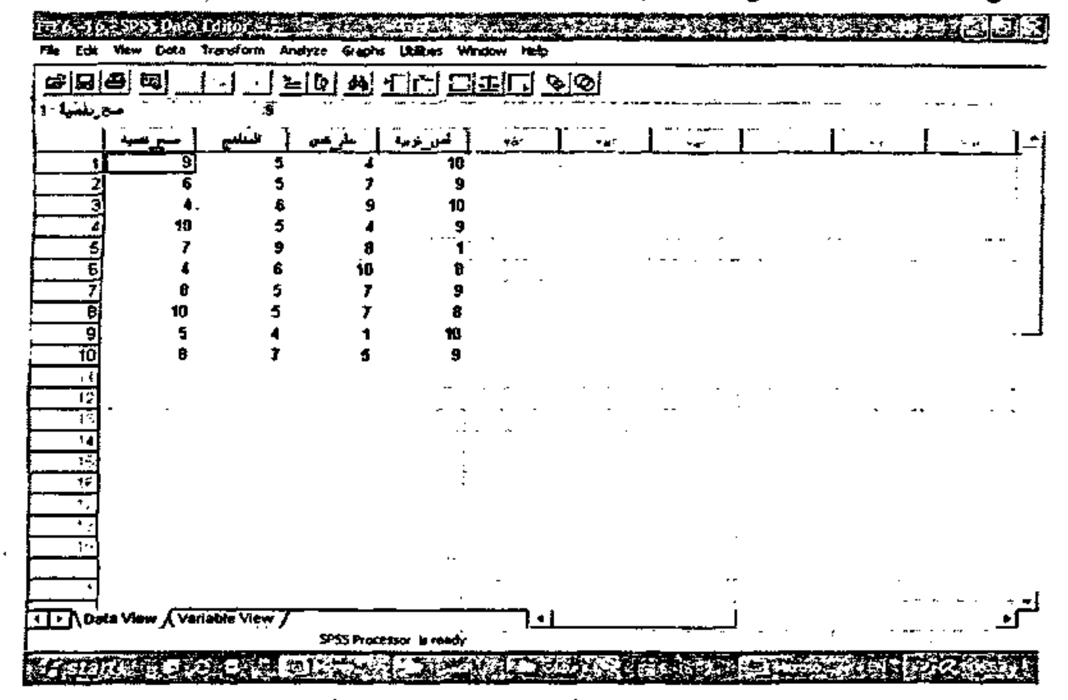
SPSS Data Editor

	Name	Type	Width	Decimal	Label	Values	Missing	Colu	Align	Measure
1	صح_نفسية	Numeric	8	0	[illegible]	None	None	8	Right	Ordinal
2	المناهج	Numeric	8	0	[illegible]	None	None	8	Right	Ordinal
3	علم_نفس	Numeric	8	0	[illegible]	None	None	8	Right	Ordinal
4	أص_تربية	Numeric	8	0	[illegible]	None	None	8	Right	Ordinal

Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

الخطوة الثانية : يتم الانتقال إلى شاشة *data view* لتدوين بيانات المتغيرات (صح_نفسية) ،و (المناهج)،و (علم نفس)و (أص_تربية) كما بالشكل :



SPSS Data Editor

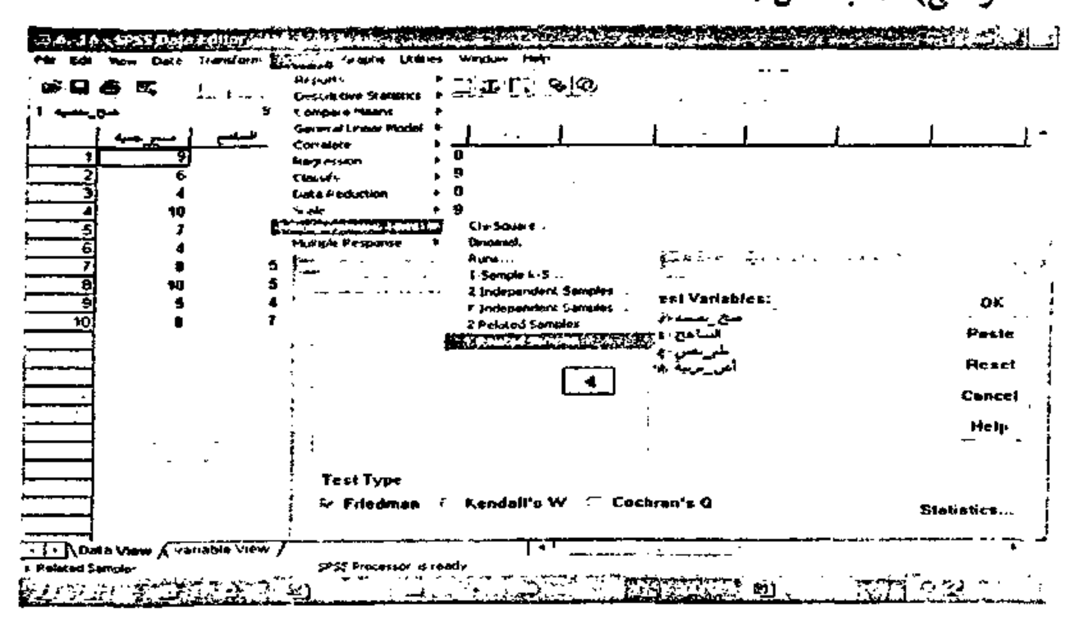
	صح_نفسية	المناهج	علم_نفس	أص_تربية
1	9	5	4	10
2	6	5	7	9
3	4	6	9	10
4	10	5	4	9
5	7	9	8	1
6	4	6	10	8
7	8	5	7	9
8	10	5	7	8
9	5	4	1	10
10	8	7	5	9

Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

الخطوة الثالثة : نضغط على سطر الأوامر *analyze* ثم الأمر الفرعي *nonparametric tests* ثم الأمر الفرعي *k -related samples...*، سيظهر مربع حوار كما بالشكل ، ندخل المتغيرات الأربعة (صح_نفسية) ،و (المناهج)،و (علم نفس)و (أص_تربية) في

المربع المسمى *test variables* كما يظهر فيه ٣ أساليب لا بارامترية في حالة القياسات المرتبطة(المتكررة) منها اختبار فريدمان *Friedman* (و هو الاختيار الافتراضي) كما بالشكل :



الخطوة الرابعة : بعد الضغط على الذرار *ok* نحصل على النتيجة الموضحة في شاشة النتائج التالية :

Output - SPSS

File Edit View Insert Format Analyze Graphs Utilities Window Help

Friedman Test

Ranks

	Mean Rank
[illegible]	2.60
[illegible]	1.90
[illegible]	2.10
[illegible]	3.40

Test Statistics[a]

N	10
Chi-Square	8.040
df	3
Asymp. Sig.	.045

a. Friedman Test

SPSS Processor is ready

مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *spss* :

	الطريقة اليدوية	طريقة *spss*
F فريدمان	٨,٠٤	٨,٠٤
الدلالة (في توزيع كا²)	التعرف على دلالة F فريدمان المحسوبة في الجدول الإحصائي الخاص باختبار كا² عند درجات حرية =عدد المعالجات-١ =٤-١=٣ كالتالي: F فريدمان (المحسوبة) (٨,٠٤) > F فريدمان الجدولية(درجات حرية ٣ ، مستوى٠,٠١) (١١,٣٤) و بذلك نجد أن قيمة F فريدمان غير دالة عند مستوى ٠,٠١ (F فريدمان المحسوبة) (٨,٠٤) < F فريدمان الجدولية(درجات حرية ٣ ، مستوى٠,٠٥) (٧,٨٢) و بذلك نجد أن قيمة K فريدمان دالة عند مستوى ٠,٠٥ .	من الشاشة نلاحظ أن : الدلالة الإحصائية لقيمة k الناتجة عند درجة حرية٣ تساوى ٠,٠٤٥ ، و هذا يعنى دلالة kعند مستوى ٠,٠٥ ، بما يتفق مع الحل اليدوى .
و بذلك نجد النتائج تسير فى الطريقتين في نفس الاتجاه		
الفرض الصاغ	رفض الفرض الذى تمت صياغته **لا توجد فروق بين تفضيلات المفحوصين للتخصصات الأربعة (الصحة النفسية-المناهج-علم النفس التربوى-أصول التربية)**	

تدريب

فسر القيمة المتوصل إليها تربوياً

ملاحظة

فى حالة F فريدمان الدالة يتم إجراء مقارنات بعدية لمتوسطات رتب المعالجات و يمكن فى هذا الصدد اللجوء إلى (صلاح الدين محمود علام ، ٢٠٠٤، ٤٩٨)

مثال (٦-١١١) : قام معلم بتطبيق اختبار فى مادة الحساب على عينة من تلاميذ فصله عددهم ٩ تلاميذ ٤ مرات خلال ٤ أسابيع بمعدل اختبار فى كل أسبوع فى نفس المادة على نفس المجموعة من التلاميذ و كانت بياناتهم كالتالى:

المفحوصون	الأسبوع الأول	الأسبوع الثانى	الأسبوع الثالث	الأسبوع الرابع
محمد	١١	١٤	١٢	١٥
عبد الله	١٧	١٥	١٦	١٨
ضياء	١٢	٣	١٤	١٣
الاء	١٧	١٥	١٦	١٨
مريم	١٧	١٥	١٤	١٥
منة	١٤	١٤	١٦	١٤
مؤمن	١٤	١٥	١٠	١٤
اية	١٧	١٤	١٨	٢٠
عبده	١٤	١٣	١٤	١٨

و المطلوب اختبار الفرض البحثى : يختلف الأداء على اختبار الحساب باختلاف الأسبوع (الأسبوع الأول-الأسبوع الثانى-الأسبوع الثالث-الأسبوع الرابع) .

هناك درجات لبعض المفحوصين مكررة (و بالتالى توجد رتب مكررة)، كما أن البيانات لاتفى بافتراضات اختبار ف فبيانات الظرف التجريبى الثانى(الأسبوع الثانى) غير اعتدالية .

تدريب

تحقق من اعتدالية توزيع البيانات السابقة

لذلك نلجأ إلى بديل لابارامترى و البديل المناسب هو اختبار فريدمان كالتالى:

الطريقة اليدوية:

الخطوة الأولى : إعداد جدول كالتالى وفيه:

١)يتم تحويل درجات كل مفحوص عبر المعالجات الأربعة إلى رتب ، بحيث تعطى أصغر قيمة الرتبة ١ ، و القيمة الأكبر منها مباشرة الرتبة ٢ ، و هكذا و بالتالى يكون الترتيب هنا خلال كل مفحوص (عبر الصفوف) و ليس بين المفحوصين (الأعمدة).

٢)يتم إيجاد مجموع رتب كل عمود .

٣)يتم إيجاد متوسط مجاميع الرتب و هذا ما يبينه الجدول التالى:

المفحوصون	الأسبوع الأول	الأسبوع الثاني	الأسبوع الثالث	الأسبوع الرابع
محمد	١	٣	٢	٤
عبد الله	٣	١	٢	٤
ضياء	٢	١	٤	٣
الاء	٣	١	٢	٤
مريم	٤	٢,٥	١	٢,٥
منة	٢	٢	٤	٢
مؤمن	٢,٥	٤	١	٢,٥
اية	٢	١	٣	٤
عبده	٢,٥	١	٢,٥	٤
المجموع	مج ر١ =٢٢	مج ر٢ =١٦,٥	مج ر٣ =٢١,٥	مج ر٤ =٣٠

$$\text{متوسط مجاميع الرتب م مج رع} = \frac{٣٠+٢١,٥+١٦,٥+٢٢}{٤} = ٢٢,٥$$

الخطوة الثانية حيث أن هناك قيم مكررة لذلك يتم إجراء تصحيح لقانون فريدمان من أثر الرتب و يتم هذا التصحيح بقسمة مقدار F فريدمان (غير المصححة) على مقدار يسمى معامل التصحيح . و هذا المعامل يتم حسابه كالتالى:

$$\text{معامل التصحيح} = ١ - \frac{\text{مج}(ط^{٣} - ط)}{ن \times (ك^{٣} - ك)} \quad .....(٦-٧١)$$

حيث ن عدد المفحوصين =٩ ، ك عدد الظروف التجريبية = ٤ ، ط هي عدد نكرارات الدرجات عبر كل مفحوص أى خلال الصفوف فنجد :القيمة ١٥ للمفحوص :مريم تكرر ٢ مرة ، القيمة ١٤ للمفحوص :منة تكرر ٣ مرات ، القيمة ١٤ للمفحوص :مؤمن تكرر ٢ مرة ، القيمة ١٤ للمفحوص :عبده تكرر ٢ مرة .

و بالتالى فان قيم ط هى (٢ ، ٣ ، ٢ ،٢) .

$$\text{معامل التصحيح} = ١ - \frac{(٢^{٣} - ٢) + (٣^{٣} - ٣) + (٢^{٣} - ٢) + (٢^{٣} - ٢)}{٩ \times (٤^{٣} - ٤)} = ٠,٩٢٢$$

$$\text{معامل التصحيح} = ١ - \frac{(٢^{٣}-٢)+(٣^{٣}-٣)+(٢^{٣}-٢)+(٢^{٣}-٢)}{٩\times(٤^{٣}-٤)} = ٠,٩٢٢$$

الخطوة الثالثة: تحديد قيمة إحصاءة F فريدمن من القانون المصحح من أثر الرتب كالتالى :

$$F_{\text{فريدمان}} = \frac{\dfrac{١٢ \times \text{مج}\left[\text{مج}_{\text{رع}} - \text{م مج}_{\text{رع}}\right]^{٢}}{\text{ن} \times \text{ك} \times (\text{ك}+١)}}{\text{معامل التصحيح}} \quad .....(٦-٧٢)$$

و بالتعويض من بيانات الجدول الموضح فى الخطوة الأولى ، فى القانون المصحح و الموضح فى الخطوة الحالية نجد أن :

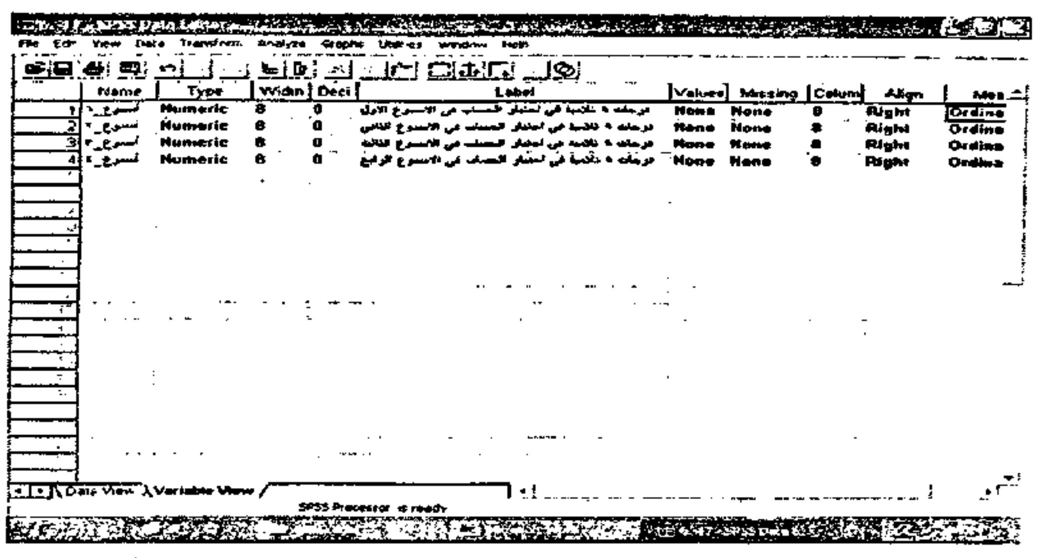
$$F_{\text{فريدمان}} = \frac{\dfrac{١٢ \times \left[(٢٢-٢٢,٥)^{٢} + (١٦,٥-٢٢,٥)^{٢} + (٢١,٥-٢٢,٥)^{٢} + (٣٠-٢٢,٥)^{٢}\right]}{٩\times٤\times(٤+١)}}{٠,٩٢٢} = ٦,٧٦$$

استخدام *spss* :

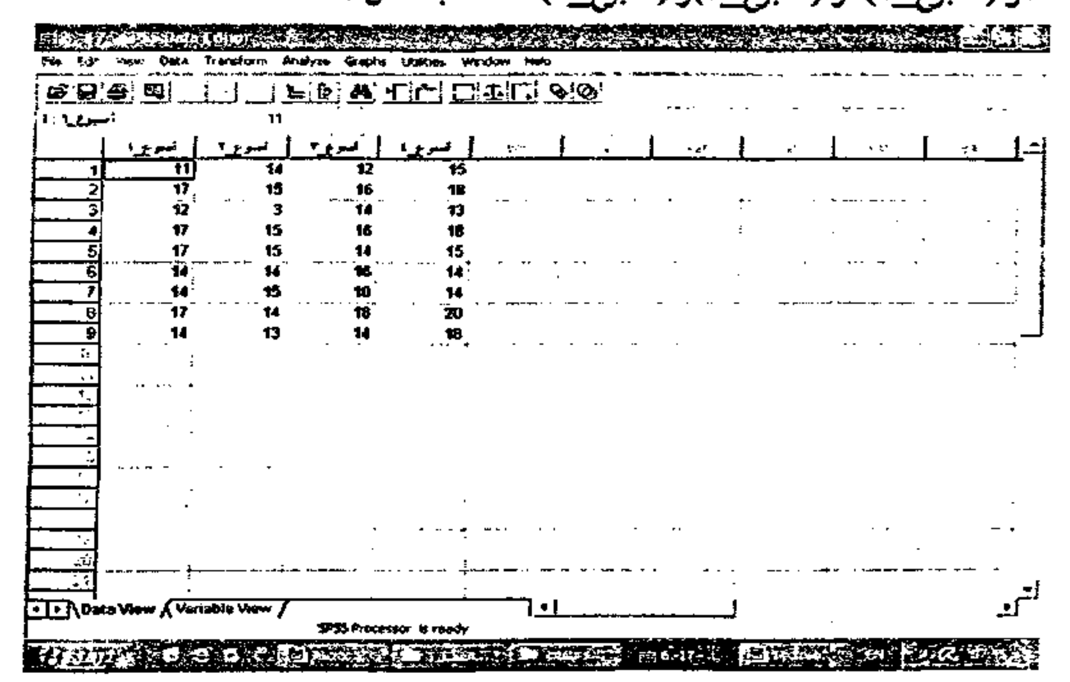
الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغيرات المطلوب معالجتها إحصائياً و هى (أسبوع_١) ،و (أسبوع_٢)،و (أسبوع_٣)و (أسبوع_٤) ، و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص من خلال الجدول التالى و الموضح أيضاً بالشاشة كالتالى:

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
أسبوع_١	رقمى	٨	٠	درجات ٩ تلاميذ فى اختبار الحساب فى الأسبوع الأول	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	رتبى
أسبوع_٢	رقمى	٨	٠	درجات ٩ تلاميذ فى اختبار الحساب فى الأسبوع الثانى	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	رتبى
أسبوع_٣	رقمى	٨	٠	درجات ٩ تلاميذ فى اختبار الحساب فى الأسبوع الثالث	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	رتبى

أسبوع_٤	رقمي	٨	٠	درجات ٩ تلاميذ في اختبار الحساب في الأسبوع الرابع	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	رتبي

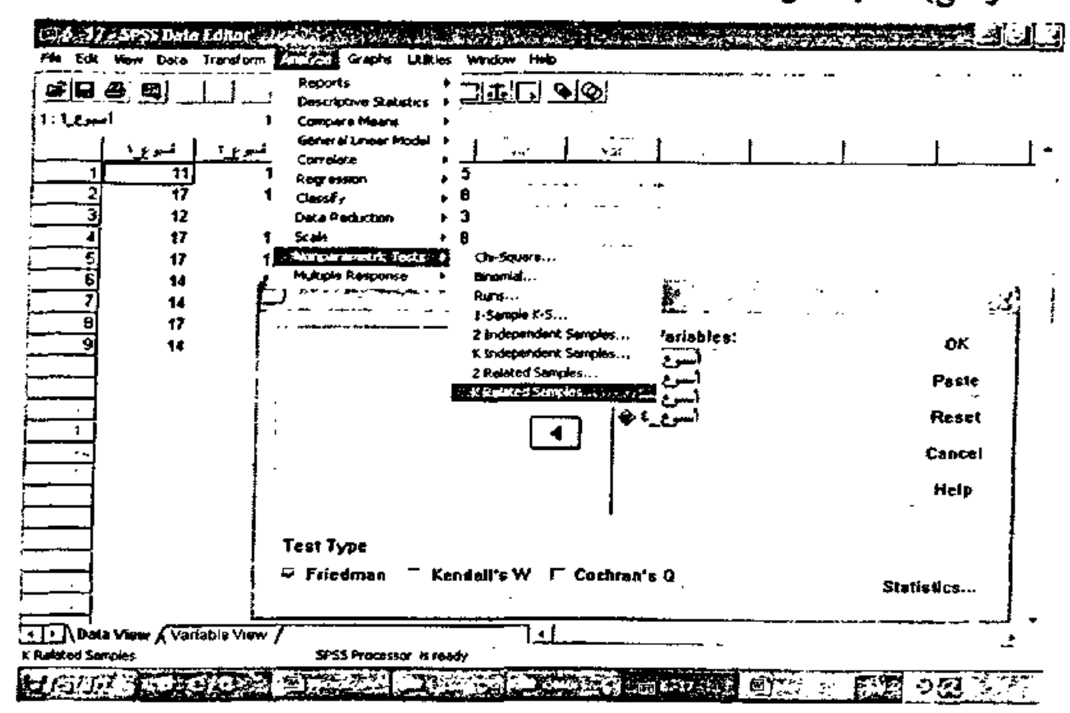


الخطوة الثانية : يتم الانتقال إلى شاشة *data view* لتدوين بيانات المتغيرات (أسبوع_١)، و (أسبوع_٢)، و (أسبوع_٣) و (أسبوع_٤) كما بالشكل :

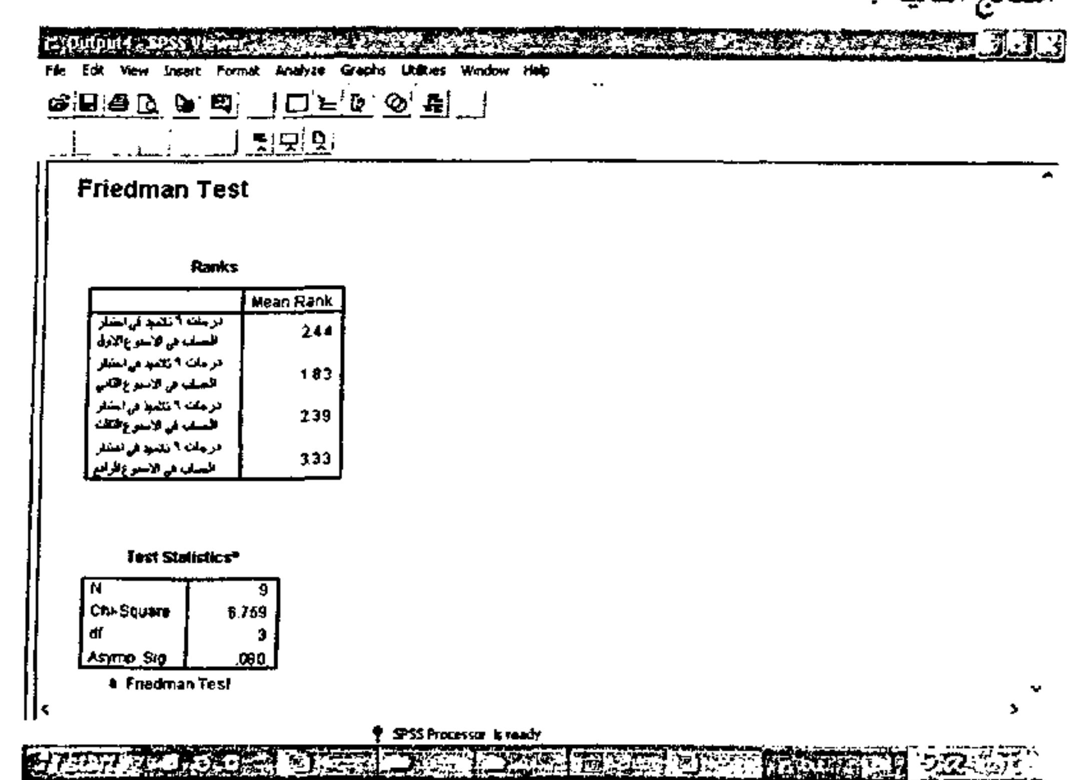


الخطوة الثالثة : نضغط على سطر الأوامر *analyze* ثم الأمر الفرعي *nonparametric tests* ثم الأمر الفرعي *k -related samples...*، سيظهر مربع حوار كما بالشكل ،

القياسات المرتبطة(المتكررة) منها اختبار فريدمان ***Friedman*** (و هو الاختيار الافتراضى) كما بالشكل :



الخطوة الرابعة : بعد الضغط على الذرار *ok* نحصل على النتيجة الموضحة فى شاشة النتائج التالية :



Friedman Test

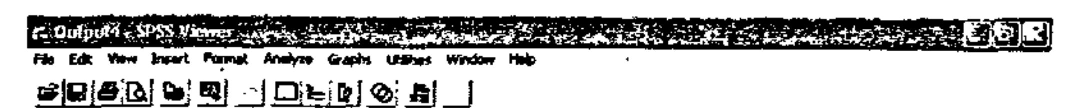
Ranks

	Mean Rank
درجات ٩ تلاميذ في اختبار الحساب في الأسبوع الأول	2.44
درجات ٩ تلاميذ في اختبار الحساب في الأسبوع الثاني	1.83
درجات ٩ تلاميذ في اختبار الحساب في الأسبوع الثالث	2.39
درجات ٩ تلاميذ في اختبار الحساب في الأسبوع الرابع	3.33

Test Statistics[a]

N	9
Chi-Square	6.759
df	3
Asymp. Sig.	.080

a. Friedman Test



File Edit View Insert Format Analyze Graphs Utilities Window Help

Friedman Test

Ranks

	Mean Rank
درجات ٩ تلاميذ في اختبار الحساب في الأسبوع الأول	2.44
درجات ٩ تلاميذ في اختبار الحساب في الأسبوع الثاني	1.83
درجات ٩ تلاميذ في اختبار الحساب في الأسبوع الثالث	2.39
درجات ٩ تلاميذ في اختبار الحساب في الأسبوع الرابع	3.33

Test Statistics[a]

N	9
Chi-Square	6.759
df	3
Asymp. Sig.	.080

a. Friedman Test

SPSS Processor is ready

مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *spss* :

	الطريقة اليدوية	طريقة *spss*
F فريدمان	٦,٧٦	٦,٧٦
الدلالة	نظراً لأن ن <١٠ إذاً يتم البحث عن دلالة F فريدمان في جدول التوزيع الاحتمالى الخاص بهذه الإحصاءة عند (ك=٤، ن= ٩، مستوى ٠,٠٥)، فنجد أن F فريدمان (المحسوبة) (٦,٧٦) >F فريدمان الجدولية(ك=٤ ، ن=٩ ، مستوى ٠,٠٥) (٧,٦٧) و بذلك نجد أن قيمة F فريدمان غير دالة .	كما سبق قوله فإن برنامج *spss* يقرب إحصاءة فريدمان عند أى عدد من المعالجات أو المفحوصين إلى أحصاءة مربع كا و من الشاشة نجد أن : الدلالة الإحصائية لقيمة F فريدمان الناتجة عند درجة حرية ٣ تساوى ٠,٠٨ ، و هذا يعنى عدم دلالة F فريدمان بما يتفق مع الحل اليدوى .

ثالثاً :اختبار مربع كا

: *chi square*

إذا كانت هناك مقاييس إحصائية تتعامل مع البيانات المسافية مثل معامل ارتباط بيرسون و اختبار ت و اختبار ف ، و إذا كانت هناك مقاييس أخرى تتعامل مع البيانات الرتبية (الرتب) مثل معامل ارتباط سبيرمان و معامل ارتباط كاندال ، فان اختبار مربع كا يتعامل مع تكرارات البيانات الاسمية ، و لا يعنى ذلك اختصاص احصاة كا٢ بالبيانات الاسمية فقط و لكن يمكن أن يتعامل مع البيانات الفترية أو الرتبية و ذلك بتحويلها لبيانات اسمية ، و لكن لماذا كا٢ ،بالذات و لم يكن كا مثلاً؟

يجيب على هذا السؤال *(Downing &Clark,1996,136)* كالتالى: إن *chi* حرف يونانى يسمى χ ،و التربيع فى احصاءة χ^2 أو(كا٢) يأتى من أن المتغير χ يتبع الدالة $y=\chi^2$ حيث χ هو متغير عشوائى طبيعى معيارى لو متوسط صفر و تباين ١ ، و هذا يعنى أن y متغير عشوائى مستمر ، ,و بالتالى فان قيمة y لا يمكن أن تقل عن الصفر بأى حال من الأحوال و بالتالى فان دالة الكثافة الاحتمالية لهذا المتغير ستختلف عن التوزيع الطبيعى ، و هذه العلاقة بين المتغيرين y و χ تأخذ شكل توزيع* يسمى توزيع χ^2 أو (كا٢) .

و هذه الإحصاءة تهدف إلى التعرف على دلالة الفروق بين التكرارات التجريبية التى نحصل عليها من خلال تطبيق اختبار معين أو ملاحظة معينة و التكرارات النظرية المفروض أن نحصل عليها فى الأصل الكلى ، و بناء على الفرق الذى يكشفه مربع كا بين التكرارين التجريبى و النظرى تظهر عدة استخدامات لهذه الإحصاءة فهى تستخدم للتعرف على جودة المطابقة*goodness of fit* بين تكرار تجريبى و تكرار نظرى لمتغير ما و هذا يفيد فى إمكانية استخدام مربع كا للكشف عن إعتدالية التوزيع ، كما أنها تستخدم لقياس العلاقة بين متغيرين ، و هناك بعض الافتراضات التى يستند عليها اختبار مربع كا و هى أن تكون البيانات اسمية (أو اسمية اصطناعية و ذلك بتحويل

---

* انظر الى شكل التوزيع الخاص باحصاءة كا٢ فى الفصل الثانى .

البيانات الرتبية أو المسافية إلى بيانات اسمية) ،و كذلك لا بد أن يكون عدد العينة مناسب بحيث لا يقل بأى حال من الأحوال عن ٣٠ ، حتى يعطينا تكرارات نظرية صادقة و يمكن الاعتماد عليها عند تفسير التكرارات التجريبية وهو يصلح لاختبار البيانات الموزعة اعتدالياً و كذلك غير الموزعة اعتدالياً ،و القانون المستخدم فى إحصاءة مربع كا كالتالى :

$$كا^{٢} = \frac{مج\ (ك_{تجريبى} - ك_{نظرى})^{٢}}{ك_{نظرى}} \quad .....(٦-٧٣)$$

حيث $ك_{تجريبى}$ ترمز إلى التكرار التجريبى الذى نحصل عليها فعلياً من مواقف القياس و الملاحظة ،$ك_{نظرى}$ هو التكرار النظرى المفروض أن يكون عليها التكرار فى الأصل الكلى .

و قبل البدء فى التعرف على كيفية حساب إحصاءة مربع كا هناك بعض الملاحظات و الأمور المتعلقة بهذه الإحصاءة كالتالى:

١- تستخدم إحصاءة مربع كا لمعالجة بيانات(تكرارات) متغير أو متغيرين .

٢- لا بد أن يكون مستوى قياس المتغير لحظة المعالجة من النوع الإسمى ***nominal*** .

٣- يتعلق بالنقطة السابقة أنه من الممكن معالجة مربع كا لبيانات متغير أو متغيرين من النوع المسافى أو الرتبى و ذلك بتحويلهما(خفض مستوى قياسهما) إلى المستوى الإسمى .

٤- فى حالة وجود متغير واحد فقط فان :

• درجات الحرية= عدد أقسام(تصنيفات) المتغير-١

• التكرار النظرى فى هذه الحالة يساوى حاصل قسمة المجموع الكلى للتكرارات على عدد الأقسام ، و هو ثابت لكل الأقسام .

٥- فى حالة وجود متغيرين فانه يتم إعداد جدول اقتران ***contingency table*** مكون من صفوف و أعمدة ، الصفوف تعبر عن متغير (و كل صف يمثل قسم أو تصنيف لهذا المتغير) و الأعمدة تمثل المتغير الآخر و كل عمود يمثل قسم أو تصنيف لهذا التغير

، و النطقة التى تمثل تقاطع صف معين مع عمود معين تسمى خلية ، و بالتالى فان كل جدول اقتران مكون من عدد من الخلايا

٦- يتم التعبير عن جدول الاقتران رمزياً بالصورة($ن_1 \times ن_2$) حيث تمثل $ن_1$ عدد الصفوف ،$ن_2$ عدد الأعمدة ، و حاصل الضرب هو عدد الخلايا فى الجدول ..

٧- أبسط جداول الاقتران هو الجدول(٢×٢) و الذى يتكون من صفين و عمودين و بالتالى ٤ خلايا و يتسم هذا الجدول بأن درجات الحرية الخاصة به دائماً تساوى ١ .

٨- درجات الحرية لأى جدول اقتران($ن_1 \times ن_2$) =($ن_1$-١)×($ن_2$-١) : أى تساوى (عدد الصفوف-١) ×(عدد الأعمدة-١) ، و هى المعادلة (٢-٨) .

٩- فى حالة معالجة إحصاءة مربع كا لبيانات سواء خاصة بمتغير واحد أو متغيرين و كانت درجات الحرية تساوى ١ ، فان قيمة $كا^2$ المحسوبة ينبغى أن يتم إجراء تصحيح عليها يسمى تصحيح *Yates* و السبب فى ذلك أنه فى حالة البيانات ذات درجة الحرية (١) يبتعد التوزيع عن الاتصال مخالفاً بذلك الأساس الاحتمالى لتوزيع $كا^2$ و الذى هو فى الأصل توزيع متصل ، و قيمة مربع كا المصححة دائماً أقل من القيمة غير المصححة . و هذا التصحيح كالتالى:

$$كا^2_{yates} = \frac{ن \times \left(|ن_1 \times ن_4 - ن_2 \times ن_3| - ٠,٥\, ن\right)^2}{(ن_1 + ن_2)\times(ن_3+ن_4)\times(ن_1+ن_3)\times(ن_2+ن_4)} \quad .....(٦-٧٤)$$

حيث : $ن_1$ ، $ن_2$ ، $ن_3$ ، $ن_4$ ،هى تكرارات التوزيع الموضحة فى الخلايا الأربع لجدول الاقتران و بنفس ترتيبها التالى

$ن_2$	$ن_1$
$ن_4$	$ن_3$

، كما أن // تمثل القيمة المطلقة للفرق و هى دائماً موجبة كما نعلم ، أما ن فهى تمثل المجموع الكلى للتكرارات .

١٠- هناك علاقة ما تربط بين معامل ارتباط فاى (ϕ) (الذى سبق ذكره) فى فصل الإحصاء الوصفى و قيمة $كا^2$ و هى أن : $كا^2 = \phi^2 \times ن$ .....(٦-٧٥)

(حيث ن المجموع الكلى للتكرارات)

١١- دائماً قيمة مربع كا موجبة نظراً لأننا نقوم بتربيع الفروق بين التكرار التجريبى و التكرار النظرى لذلك فلا يمكننا عن طريق هذه الإحصاءة معرفة اتجاه العلاقة أو اتجاه الفروق .

١٢- القيمة الحرجة لإحصاءة كا٢ يتم استخراجها فى ضوء طرف وحيد (ليس طرف واحد أو طرفين كما سلف ذكره).

١٣- التكرارات التجريبية هى التى نحصل عليها من مواقف القياس و يطلق عليها أيضاً (التكرارات الملاحظة أو التكرارات المشاهدة).

١٤- التكرارات النظرية هى التكرارات المثالية التى نتوقع أن يصل التوزيع إليها(و لذلك يطلق عليها أحياناً التكرارات المتوقعة) و هى يمكن حسابها من التكرارات التجريبية نفسها كما سيلى ذكره ، و لكن فى بعض الأحيان يكون لدينا تكرارات نظرية بناءً على نظرية معينة فمثلاً قد تكون التكرارات النظرية محددة فى ضوء منظور معين يشير إلى أن تكرار الذين يقولون نعم مثلاً على استبيان ما ٢٩، و الذين يقولون لا ٤٥ و فى هذه الحالة يتم التعامل مع هذه التكرارات كتكرارات نظرية .

و قيمة كا٢ الناتجة تسمى القيمة المحسوبة أو الملاحظة يتم مقارنتها بقيمة حرجة يتم استخراجها من جدول القيم الحرجة الخاص بتوزيع كا٢ عند درجات حرية تختلف باختلاف طبيعة البيانات التى يتم اختبارها كما سيتضح من الأمثلة الآتية :

مثال (٦-١١) : قام باحث بتطبيق استبيان على مجموعة من الأفراد لأخذ أرائهم فى قضية الدروس الخصوصية و ذلك بتوجيه سؤال واحد إليهم هو : هل توافق على الدروس الخصوصية (نعم –نعم و لكن بشروط–لا) فحصل على التكرارات الآتية :

الاستجابة	نعم	نعم ولكن بشروط	لا	المجموع
التكرارات	٢١	٥٤	١٤	٨٩

و المطلوب اختبار الفرض البحثى :لا يختلف التكرار التجريبى الذى حصلنا عليه من استجابات الأفراد على قضية الدروس الخصوصية عن التكرار النظرى ؟

الطريقة اليدوية :

الخطوة الأولى : نعد الجدول الاتى :

الاستجابة	ك تجريبى	ك نظرى	ك تجريبى - ك نظرى	(ك تجريبى - ك نظرى)^2	(ك تجريبى - ك نظرى)^2 / ك نظرى
نعم	٢١	٢٩,٦٧	-٨,٦٧	٧٥,١٧	٢,٥٣
نعم و لكن بشروط	٥٤	٢٩,٦٧	٢٤,٣٣	٥٩١,٩٥	١٩,٩٥
لا	١٤	٢٩,٦٧	-١٥,٦٧	٢٤٥,٥٥	٨,٢٨
المجموع	٨٩	٨٩		٩١٢,٦٧	كا^2 = ٣٠,٧٦

حيث أن :

العمود (الاستجابة) : يمثل الاستجابات التى يختار المفحوص من بينهما .

العمود (ك تجريبى) : يمثل التكرارات التجريبية التى حصلنا عليها من موقف القياس الفعلى .

العمود(ك نظرى) : يمثل التكرارات النظرية و المفروض أن يكون عليها المتغير فى الأصل الكلى و هى تساوى العدد الكلى للتكرارات مقسوماً على عدد الأقسام أى أن:

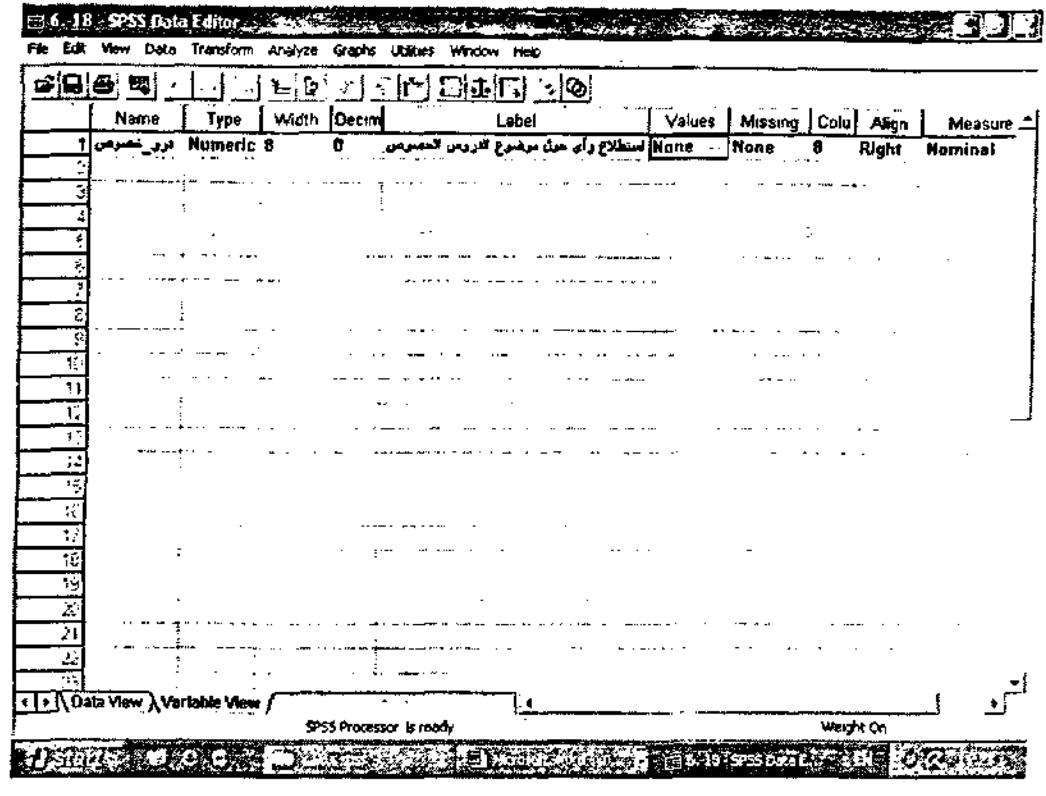
ك نظرى =٨٩/٣ = ٢٩,٦٧ . و التكرار النظرى فى هذه الحالة(عند معالجة متغير واحد فقط و هو هنا الاتجاه نحو الدروس الخصوصية) ثابت للاستجابات(الأقسام) الثلاثة .

الخطوة الثانية : من الجدول السابق نجد أن : كا^2 =٣٠,٧٦ .

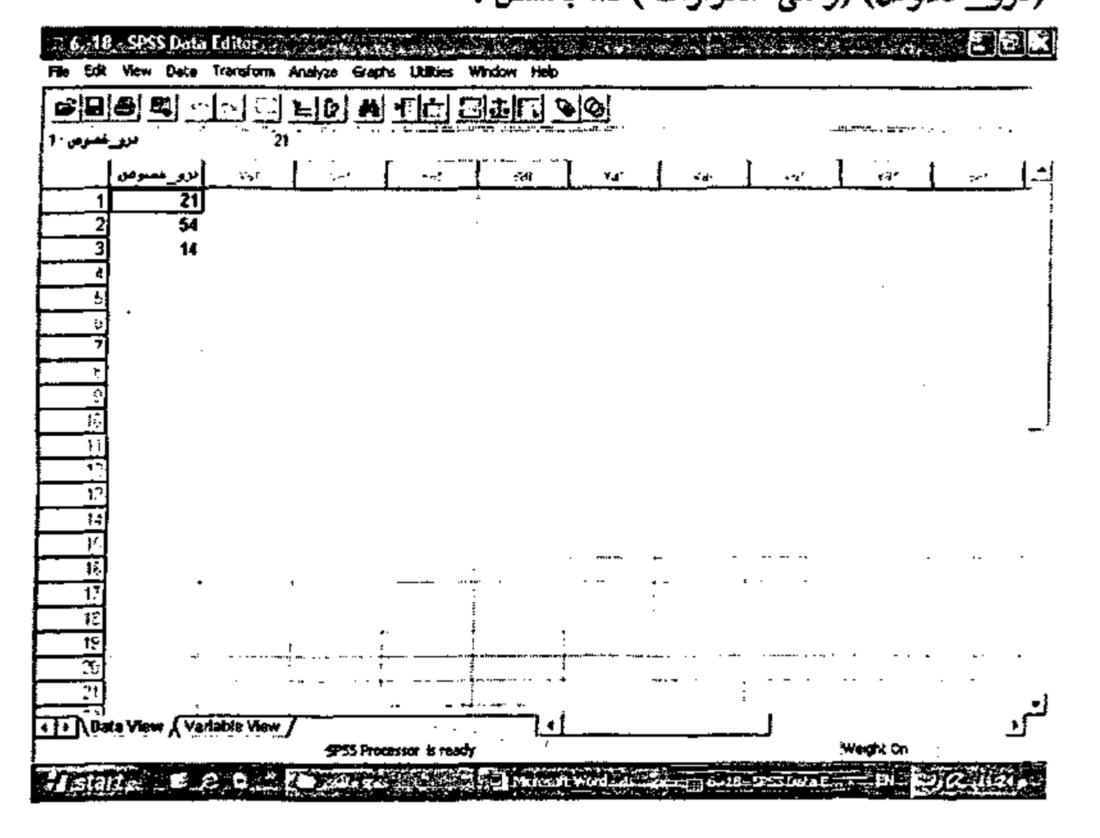
استخدام *spss* :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغير المطلوب معالجته إحصائياً، و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص من خلال الجدول التالى و الموضح أيضاً بالشاشة كالتالى:

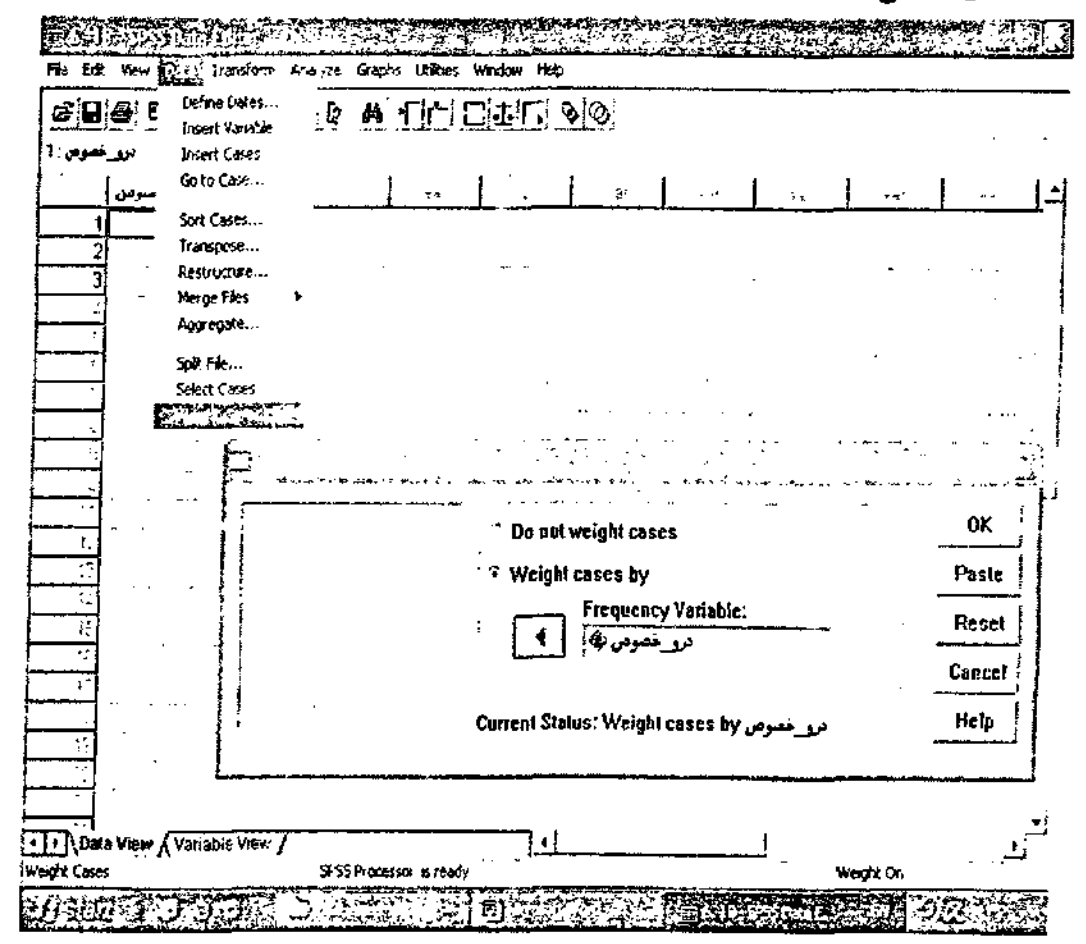
الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
درو_خصوص	رقمى	٨	٠	استطلاع رأى حول موضوع الدروس الخصوصية مطبق على ٨٩ مفحوص	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	اسمى



الخطوة الثانية : يتم الانتقال إلى شاشة ***data view*** لتدوين بيانات المتغير (درو_خصوص) (و هى التكرارات) كما بالشكل :

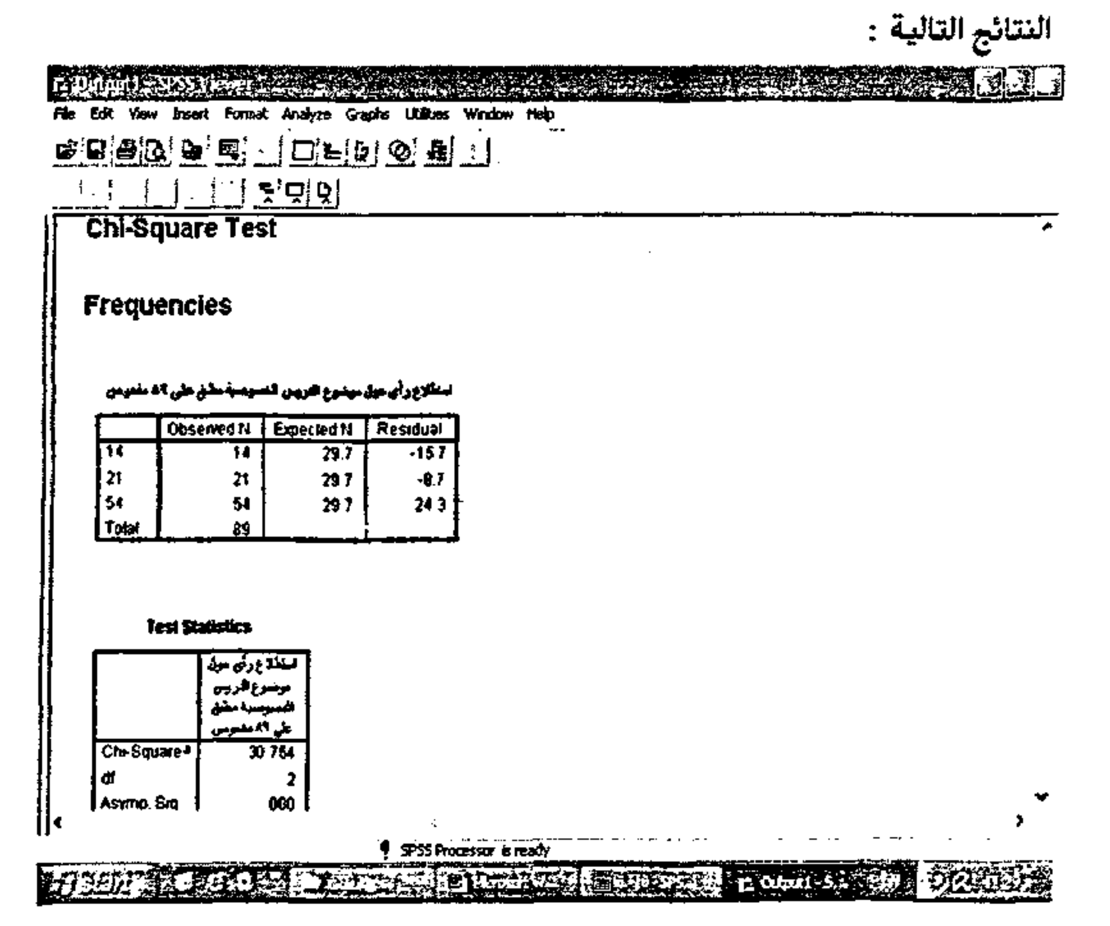


الخطوة الثالثة : عمل وزن لبيانات المتغير لكى يفهم برنامج *spss* أن هذه البيانات تكرارات و ليست درجات خام عادية كالتالى :من سطر الأوامر *data* نختار الأمر الفرعى *weight cases* ، سيظهر مربع حوار كما بالشكل : يتم تحديد علامة *weight cases by* ، ثم ندخل المتغير المطلوب عمل وزن لبياناته و هو المتغير (درو_خصوص) إلى المستطيل المسمى :*frequency variable* كما بالشكل :



الخطوة الرابعة : بعد الضغط على الذرار *ok* لإخفاء مربع الحوار السابق ، نضغط على سطر الأوامر *analyze* ثم الأمر الفرعى*nonparametric tests* ثم الأمر الفرعى*chi-square test* ، سيظهر مربع حوار كما بالشكل ، ندخل التغير (درو_خصوص) فى المربع المسمى *variable list* ، ثم نحدد التكرارات النظرية *(expected values)* هل يتم توزيعها بالتساوى (الاختيار الإفتراضى) أم قيم بعينها (بناء على نظرية معينة) ، و هناك فى مربع الحوار خيارات أخرى و لكن ما يهمنا مبدئياً الخيارات السابقة كالتالى:

الخطوة الرابعة : بعد الضغط على الذرار *ok* نحصل على النتيجة الموضحة فى شاشة النتائج التالية :



Chi-Square Test

Frequencies

استطلاع رأى حول موضوع الدروس الخصوصية مطبق على ٨٩ مفحوص

	Observed N	Expected N	Residual
14	14	29.7	-15.7
21	21	29.7	-8.7
54	54	29.7	24.3
Total	89		

Test Statistics

	استطلاع رأى حول موضوع الدروس الخصوصية مطبق على ٨٩ مفحوص
Chi-Square[a]	30.764
df	2
Asymp. Sig.	.000

مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *spss* :

	الطريقة اليدوية	طريقة *spss*
قيمة كا^2	٣٠,٧٦	٣٠,٧٦
الدلالة	كا^2 (المحسوبة) (٣٠,٧٦) >كا^2 الجدولية(درجات حرية ٢ ، مستوى ٠,٠١) (٩,٢١) و بذلك نجد أن قيمة كا^2 دالة عند مستوى ٠,٠١ .	الدلالة الإحصائية لقيمة كا^2 الناتجة عند درجة حرية (٢) =٠,٠٠٠ و ذلك يعنى أن كا^2 دالة عند مستوى ٠,٠١ بما يتفق مع الحل اليدوى
و بذلك نجد النتائج تسير فى الطريقتين فى نفس الاتجاه		
الفرض المصاغ	رفض الفرض الذى تمت صياغته **لا يختلف التكرار التجريبى الذى حصلنا عليه من استجابات الأفراد على قضية الدروس الخصوصية عن التكرار النظرى**	

تفسير النتيجة المتوصل إليها تربويا : تشير النتيجة إلى رفض الفرض الصفرى "لا يختلف التكرار التجريبى الذى حصلنا عليه من استجابات الأفراد على قضية الدروس الخصوصية عن التكرار النظرى " و قبول الفرض البديل " يختلف التكرار التجريبى الذى حصلنا عليه من استجابات الأفراد على قضية الدروس الخصوصية عن التكرار النظرى" ، فنجد أغلب المستجيبين أشاروا إلى موافقتهم على الدروس الخصوصة و لكن بشروط وترجع هذه النتيجة إلى وضع المعلم المادى و الذى يحتم عليه اللجوء للدروس الخصوصية لتحسين وضعه المادى ، كما أن الأسر لم تجد بعد ما يعوضها عن الدروس الخصوصية فى المدرسة و لعل هذا السبب الذى جعل أغلب المستجيبين يقولون نعم للدروس الخصوصية بشروط ، فإذا تحسن وضع المعلم و إذا تحسنت الظروف التعليمية فى المدرسة فلا للدروس الخصوصية .

مثال(٦-١٩) : أراد معلم معرفة علاقة نجاح تلاميذه فى المادة التى يقوم بتدريسها بأماكنهم فى الفصل فحسب عدد الناجحين فى الامتحان و عدد الراسبين و حدد من كل

صنف عدد الجالسين فى المقاعد الأمامية و عدد الجالسين فى المقاعد الخلفية فتوصل إلى الجدول التالى :

وضع الجلوس / النجاح	مقاعد أمامية	مقاعد خلفية	المجموع
ناجح	٢٧	٩	٣٦
راسب	٤	٢٠	٢٤
المجموع	٣١	٢٩	٦٠

و المطلوب اختبار الفرض البحثى :

توجد علاقة بين نجاح التلاميذ فى الامتحان و بين أماكنهم فى الفصل ؟

الطريقة اليدوية :

الخطوة الأولى : نعد الجدول الاتى :

البيان / الخلية	$ك_{تجريبى}$	$ك_{نظرى}$	$ك_{تجريبى} - ك_{نظرى}$	$(ك_{تجريبى} - ك_{نظرى})^2$	$\frac{(ك_{تجريبى} - ك_{نظرى})^2}{ك_{نظرى}}$
ناجح–مقاعد أمامية	٢٧	١٨,٦	٨,٤	٧٠,٥٦	٣,٧٩
ناجح–مقاعد خلفية	٩	١٧,٤	٨,٤–	٧٠,٥٦	٤,٠٦
راسب–مقاعد أمامية	٤	١٢,٤	٨,٤–	٧٠,٥٦	٥,٦٩
راسب–مقاعد خلفية	٢٠	١١,٦	٨,٤	٧٠,٥٦	٦,٠٨
المجموع	٦٠	٦٠	صفر		$كا^2$ = ١٩,٦٢

حيث أن $ك_{نظرى}$ هو التكرار النظرى و هو يختلف فى حسابه فى حالة معالجة إحصاءة $كا^2$ لبيانات متغيرين حيث فى هذه الحالة يتم حسابه كالتالى:

$$ك_{نظرى} \text{ لأى خلية} = \frac{\text{حاصل ضرب مجموعى تكرارات الصف و العمود المنتميان إليهما الخلية}}{\text{المجموع الكلى للتكرارات}} \quad ...(٦-٧٦)$$

فمثلاً : $ك_{نظرى}$ للخلية الموجودة فى الصف الأول و العمود الأول = $\frac{٣١\times٣٦}{٦٠}$ =١٨,٦

الخطوة الثانية : حيث أن جدول الاقتران و الذى عالجنا بياناته باستخدام إحصاءة مربع كا من النوع ٢×٢ إذاً يتم إجراء تصحيح لقيمة كا٢ الناتجة باستخدام معادلة يتس للتصحيح السالف ذكره كالتالى:

$$كا^{٢}_{yates} \frac{٦٠\times(|٢٧\times٢٠ - ٩\times٤| -٠,٥\times٦٠)^{٢}}{(٣٦)\times(٢٩)\times(٢٤)\times(٣١)} =١٧,٣٥$$

و هى كا٢ المصححة التى سيتم التعامل معها .

حجم التأثير : لمعرفة قوة العلاقة بين المتغيرين نقوم بالاتى: $\phi = \sqrt{\frac{كا^{٢}\ غير\ المصححة}{ن}}$

$= \sqrt{\frac{١٩,٦٢}{٦٠}} =$ ٠,٥٧ و هى طبقاً لمحك كوهين حجم تأثير قوى .

استخدام *spss* :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغيرين المطلوب معالجتهما احصائياً و هما : (النجاح) و الموجود على هيئة صفوف (١،ناجح) ،(٢،راسب) (و يعنى ذلك أن أى تكرار موجود فى الصف الأول يرمز للناجحين و أى تكرار موجود فى الصف الثانىيرمز للراسبين ، و بالمثل للمتغير الثانى نجد أن: (موضع الجلوس) و الموجود على هيئة أعمدة (١،مقاعد أمامية) ،(٢،مقاعد خافية) (و يعنى ذلك أن أى تكرار موجود فى العمود الأول يرمز للمقاعد الأمامية و أى تكرار موجود فى العمود الثانى يرمز للمقاعد الخلفية، و ذلك بفتح شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص من خلال الجدول التالى و الموضح أيضاً بالشاشة كالتالى:

الاسم	النوع	حجم المتغير	المواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
النجاح	رقمي	٨	٠	نجاح التلاميذ على الامتحان(١، ناجح)،(٢، راسب)	(١، ناجح)، (٢، راسب)	لا يوجد	٨	يمين	اسمي
وضع_جلوس	رقمي	٨	٠	وضع جلوس التلاميذ في الفصل(١، مقاعد أمامية)،(٢، -مقاعد خلفية)	(١، مقاعد أمامية)، (٢، - مقاعد خلفية)	لا يوجد	٨	يمين	اسمي
التكرار	رقمي	٨	٠	تكرار التلاميذ على كل خلية	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج

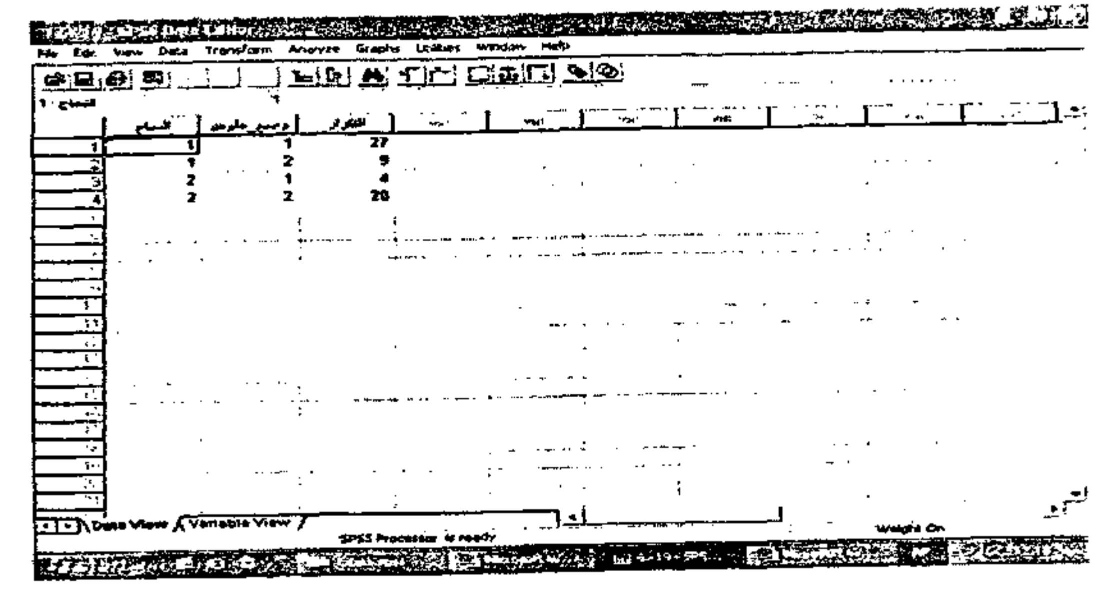
File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

	Name	Type	Width	Decim	Label	Values	Missing	Colu	Align	Measure
1	النجاح	Numeric	8	0	نجاح التلاميذ على الامتحان(١، ناجح)،(٢، راسب)	{1, ناجح}...	None	8	Right	Nominal
2	وضع_جلوس	Numeric	8	0	وضع جلوس التلاميذ في الفصل(١، مقاعد أمامية	{1, مقاع...	None	8	Right	Nominal
3	التكرار	Numeric	8	0	تكرار التلاميذ على كل خلية	None	None	8	Right	Scale

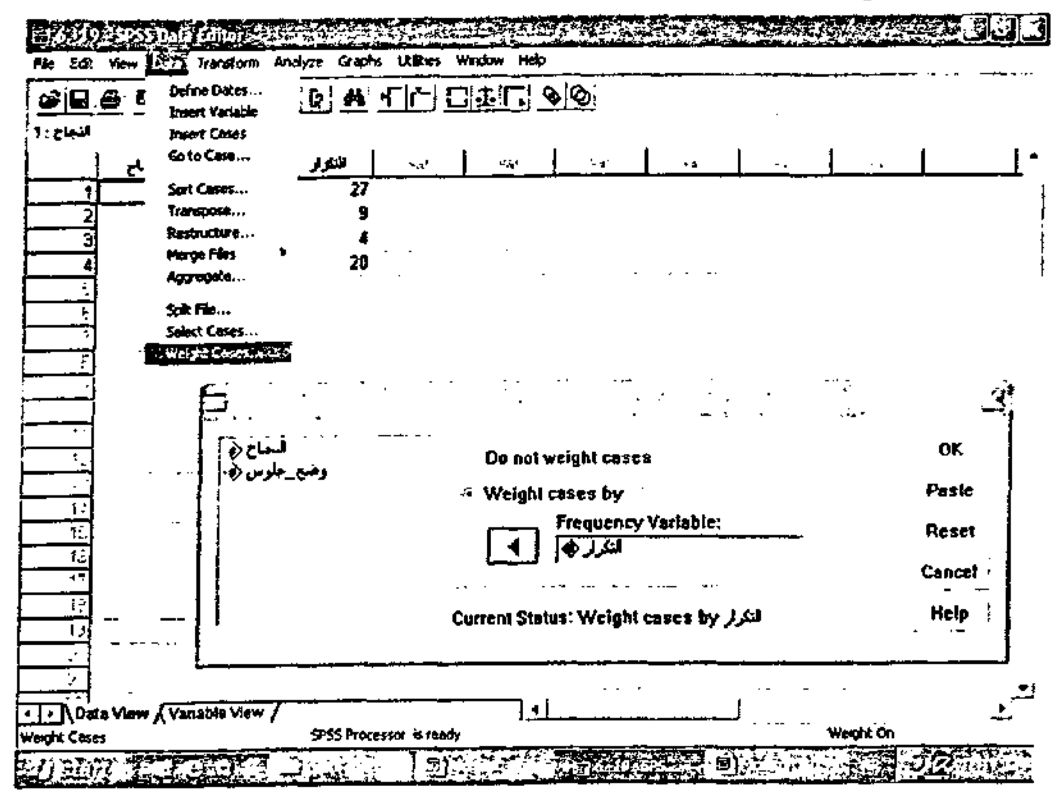
Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

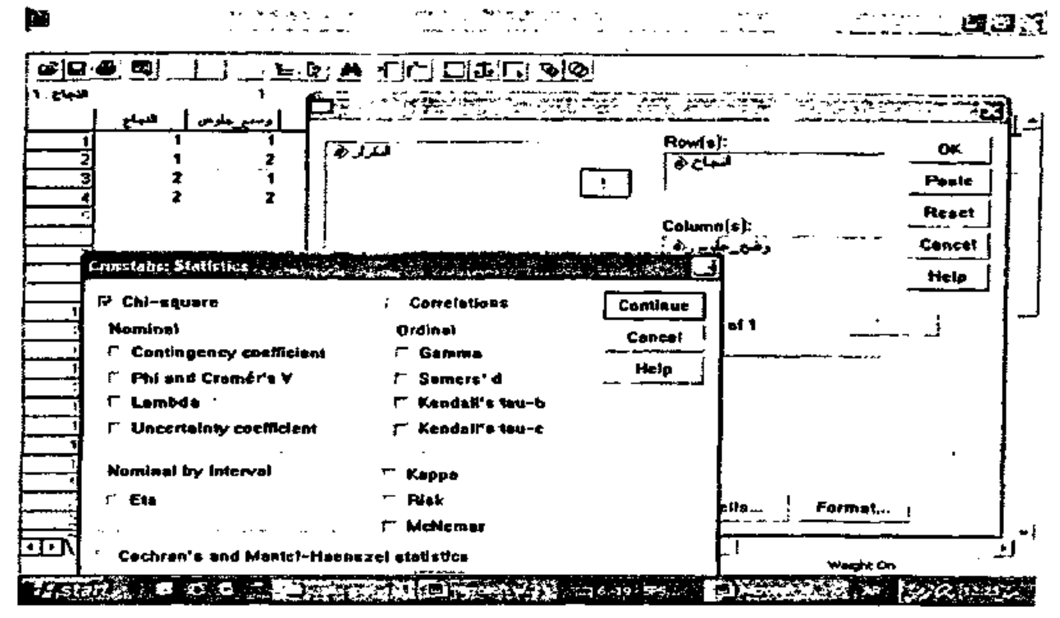
الخطوة الثانية : يتم الانتقال إلى شاشة ***data view*** لتدوين بيانات المتغيرات (النجاح) ،(وضع_جلوس) ، (التكرار) كما بالشكل :



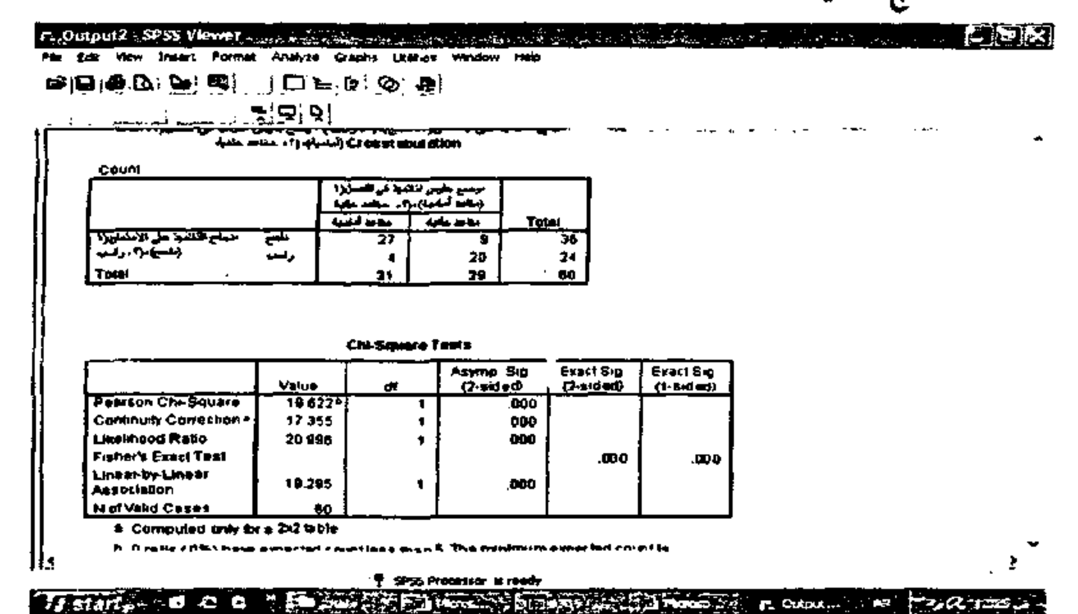
الخطوة الثالثة : عمل وزن لبيانات المتغير(التكرار) لكي يفهم برنامج *spss* أن هذه البيانات تكرارات و ليست درجات خام عادية كالتالى: من سطر الأوامر ***data*** نختار الأمر الفرعى ***weight cases*** ، سيظهر مربع حوار كما بالشكل : يتم تحديد علامة ***weight cases by*** ، ثم ندخل المتغير المطلوب عمل وزن لبياناته و هو المتغير (التكرار) إلى المستطيل المسمى: ***frequently variable*** كما بالشكل :



الخطوة الرابعة : بعد الضغط على الذرار *ok* لإخفاء مربع الحوار السابق ، نضغط على سطر الأوامر ***analyze*** ثم الأمر الفرعى ***descriptive statistics*** ثم الأمر الفرعى ***crosstabs...*** ، سيظهر مربع حوار كما بالشكل ، ندخل المتغير (النجاح) فى المستطيل المسمى ***row(s)*** ، و متغير (وضع_جلوس) فى المستطيل المسمى***column(s)*** ثم نضغط على ذرار ***statistics*** سيظهر مربع حوار فرعى به العديد من الإحصاءات التى تستخدم على جداول الاقتران للبيانات الاسمية منها إحصاءة مربع كا ***chi-square*** الموجودة فى الركن الأيسر العلوى من مربع الحوار الفرعى نختار هذه الإحصاءة و هناك فى مربع الحوار خيارات أخرى و لكن ما يهمنا الخيارات السابقة كالتالى:



الخطوة الخامسة : نضغط على الذرار ***continue*** لإخفاء مربع الحوار الفرعي و العودة إلى مربع الحوار الأصلي و بعد الضغط على الذرار ***ok*** نحصل على النتيجة الموضحة فى شاشة النتائج التالية :



Crosstabulation

Count

				Total
	ناجح	27	9	36
	راسب	4	20	24
Total		31	29	60

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)	Exact Sig. (2-sided)	Exact Sig. (1-sided)
Pearson Chi-Square	19.622b	1	.000		
Continuity Correction a	17.355	1	.000		
Likelihood Ratio	20.996	1	.000		
Fisher's Exact Test				.000	.000
Linear-by-Linear Association	19.295	1	.000		
N of Valid Cases	60				

a. Computed only for a 2x2 table

b. 0 cells (.0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is

حجم التأثير لقوة العلاقة بين المتغيرين باستخدام *spss* :

يمكن معرفة حجم التأثير لقوة العلاقة بين المتغيرين عن طريق تحديد الاختيار ***phi and Cramer's v*** و الموجود فى مربع الحوار بالخطوة الرابعة و استكمال باقى الخطوات كما هى ، سنحصل على النتيجة الاتية :

Likelihood Ratio	20.996	1	.000		
Fisher's Exact Test				.000	.000
Linear by Linear Association	19.295	1	.000		
N of Valid Cases	60				

a. Computed only for a 2x2 table

b. 0 cells (0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 11.60.

Symmetric Measures

		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.577	.000
	Cramer's V	.577	.000
N of Valid Cases		60	

a. Not assuming the null hypothesis.

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

SPSS Processor is ready

و هى تعبر عن قوة علاقة عن طريق معامل *phi* مقارها ٠,٥٧ .

مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *spss* :

	الطريقة اليدوية	طريقة *spss*
قيمة كا٢ قبل التصحيح	١٩,٦٢	١٩,٦٢
قيمة كا٢ بعد التصحيح	١٧,٣٥	١٧,٣٥
الدلالة	كا٢ المحسوبة(١٧,٣٥) > كا٢ الجدولية(لدرجات حرية ١ ، ٠,٠١) ، (٦,٦٣) و بالتالى فان قيمة كا٢ دالة إحصائياً عند مستوى ٠,٠١ .	الدلالة الإحصائية لقيمة كا٢ (المصححة) الناتجة عند درجة حرية (١) =٠,٠٠٠ مما يعنى أن كا٢ دالة مستوى ٠,٠١ مما يتفق مع الحل اليدوى .
حجم التأثير	٠,٥٧ (و هو حجم تأثير قوى طبقاً لمحك كوهين)	٠,٥٧ (و هو حجم تأثير قوى طبقاً لمحك كوهين)
و بذلك نجد النتائج تسير فى الطريقتين فى نفس الاتجاه		
الفرض الصاغ	قبول الفرض الذى تمت صياغته توجد علاقة بين نجاح التلاميذ فى الامتحان و بين أماكنهم فى الفصل ؟	

تفسير النتيجة المتوصل إليها تربويا : تشير النتيجة إلى رفض الفرض الصفرى و قبول الفرض البديل " توجد علاقة بين نجاح التلاميذ فى الامتحان و بين أماكنهم فى الفصل ؟" ، فنجد أغلب الناجحين متركزين فى الصفوف الأمامية و أغلب الراسبين

متركزين فى الصفوف الخلفية ، و بذلك نجد جرس إنذار موجه للمعلم بضرورة عدم إغفال التلاميذ الموجودين فى الصفوف الخلفية و الاهتمام بهم ، بل الاهتمام بكل تلميذ فى الفصل بغض النظر عن مكان جلوسه ، فلابد على المعلم أن يجعل كل تلاميذ الفصل معه فى كل لحظة يعيشها أثناء الحصة (لحظة توجيه السؤال-لحظة الكتابة على السبورة – لحظة الشرح-لحظة عرض الوسيلة التعليمية.......و هكذا).

مثال(٦-٦) : قام باحث بالتعرف على اتجاه مجموعة من التلاميذ نحو المدرسة الملتحقين بها و صنف اتجاهاتهم بناءً على محك ما فى ضوء ثلاثة محاور هى (إيجابى-محايد-سلبى) ، ثم قام بالتعرف على تكرارات كل من التلاميذ(الذكور) و التلميذات (الإناث) على كل صنف فحصل على البيانات الموضحة فى الجدول الاتى :

النوع / الاتجاه نحو المدرسة	ذكور	إناث	المجموع
إيجابى	٧٩	٦٢	١٤١
محايد	٥٣	٤٥	٩٨
سلبى	٧٢	٧٠	١٤٢
المجموع	٢٠٤	١٧٧	٣٨١

و المطلوب اختبار الفرض البحثى :

لا توجد علاقة بين اتجاه المفحوصين نحو المدرسة(إيجابى-محايد-سلبى) و نوعهم (ذكور-إناث) .

الطريقة اليدوية :

الخطوة الأولى : نعد الجدول الاتى :

البيان / الخلية	ك تجريبى	ك نظرى	ك تجريبى - ك نظرى	(ك تجريبى - ك نظرى)^2	(ك تجريبى - ك نظرى)^2 / ك نظرى
ايجابى-ذكور	٧٩	٧٥,٥	٣,٥	١٢,٢٥	٠,١٦
ايجابى-إناث	٦٢	٦٥,٥	-٣,٥	١٢,٢٥	٠,١٩
محايد-ذكور	٥٣	٥٢,٤٧	٠,٥٣	٠,٢٨	٠,٠٠٥
محايد-إناث	٤٥	٤٥,٥٣	-٠,٥٣	٠,٢٨	٠,٠٠٦
سلبى-ذكور	٧٢	٧٦,٠٣	-٤,٠٣	١٦,٢٤	٠,٢١
سلبى-إناث	٧٠	٦٥,٩٧	٤,٠٣	١٦,٢٤	٠,٢١
المجموع	٣٨١	٣٨١	صفر		كا^2 =٠,٧٨

حيث أن ك$_{نظرى}$ هو التكرار النظرى كما حسبناه سابقاً و لنأخذ أى خلية لمعرفة كيفية حساب تكرارها النظرى :

$$ك_{نظرى} \text{ الخلية الموجودة فى الصف الثانى و العمود الأول } = \frac{٢٠٤ \times ٩٨}{٣٨١} = ٥٢,٤٧$$

و هكذا .

الخطوة الثانية: من الجدول السابق يتم استخراج قيمة كا^{٢} و التى تساوى ٠,٧٨

ملاحظة

إذا كانت قيمة كا^{٢} دالة فى حالة جداول الاقتران الأكبر من (٢×٢) فان حجم التأثير للعلاقة بين المتغيرين يأتى عن طريق معامل كرامر ν و هو نفس قانون معامل ϕ باستثناء استبدال ن بـ (ن× ث) حيث ث هى : درجات الحرية الأقل فى الصفوف أو الأعمدة و بذلك يكون قيمة

$$\nu = \sqrt{\frac{كا^{٢}}{ن \times ث}} \quad .....(٦-٧٧)$$

و يتم تفسير معامل كرامر الناتج بنفس محك كوهين

استخدام *spss* :

الخطوة الأولى : تحديد خصائص المتغيرات المطلوب معالجتها احصائياً و هما : (الاتجاه) و الموجود على هيئة صفوف (١،ايجابى) ،(٢،محايد) ،(٣، سلبى) (و يعنى ذلك أن أى تكرار موجود فى الصف الأول يرمز للمفحوصين الذين شعورهم ايجابى نحو المدرسة ، و أى تكرار موجود فى الصف الثانى يرمز للمفحوصين الذين شعورهم محايد نحو المدرسة ، و أى تكرار موجود فى الصف الثالث يرمز للمفحوصين الذين شعورهم سلبى نحو المدرسة، و بالمثل للمتغير الثانى نجد أن: (النوع) و الموجود على هيئة أعمدة (١،ذكر) ،(٢،أنثى) ، فأى تكرار موجود فى العمود الأول ينتمى إلى الذكور ، و أى تكرار موجود فى العمود الثانى ينتمى إلى الإناث ، أما المتغير الثالث فهو (التكرار) و الذى يشير إلى تكرارات كل خلية فى ضوء انتمائها إلى الصف و العمود ، و ذلك بفتح

شاشة *variable view* و تحديد هذه الخصائص من خلال الجدول التالى و الموضح أيضاً بالشاشة كالتالى:

الاسم	النوع	حجم المتغير	الواضع العشرية	بطاقة المتغير	الأكواد	القيم المفقودة	عرض الأعمدة	المحاذاة	مستوى القياس
الاتجاه	رقمى	٨	٠	اتجاه التلاميذ نحو المدرسة(١، ايجابى)، ٢)، محايد)، ٣)، سلبى)	(١، ايجابى)، (٢، محايد)، (٣)، سلبى)	لا يوجد	٨	يمين	اسمى
النوع	رقمى	٨	٠	نوع التلاميذ (١، ذكور)، (٢، إناث)	(١، ذكور)، (٢، إناث)	لا يوجد	٨	يمين	اسمى
التكرار	رقمى	٨	٠	تكرار التلاميذ على كل خلية	لا يوجد	لا يوجد	٨	يمين	متدرج

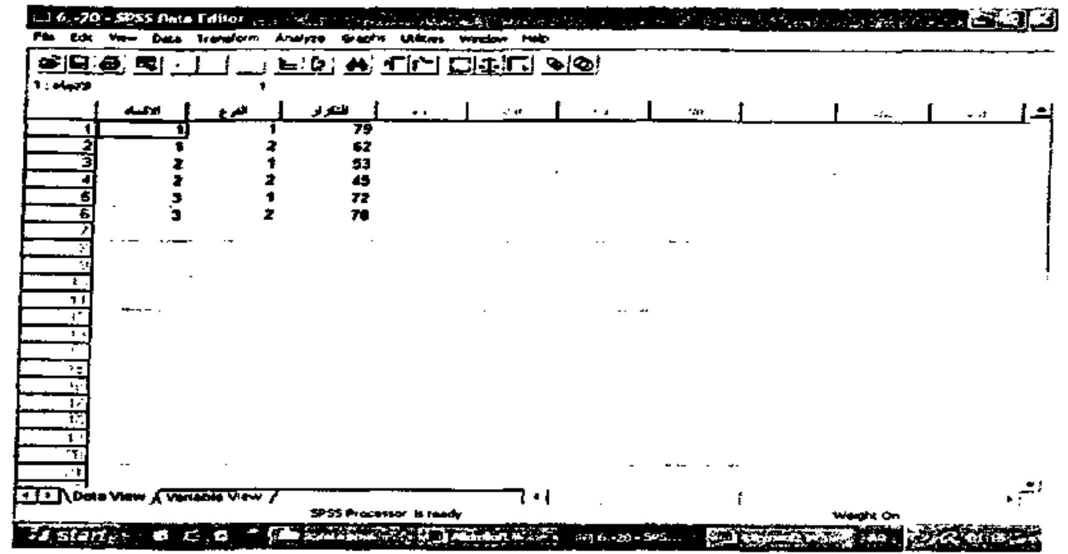
File Edit View Data Transform Analyze Graphs Utilities Window Help

	Name	Type	Width	Decim	Label	Values	Missing	Colu	Align	Measure
1	الاتجاه	Numeric	8	8	اتجاه التلاميذ نحو المدرسة(١، ايجابى)،(٢، محا	{1, ايجابى}...	None	8	Right	Nominal
2	النوع	Numeric	8	0	نوع التلاميذ (١، ذكور)،(٢، اناث	{1, ذكور}...	None	8	Right	Nominal
3	التكرار	Numeric	8	0	تكرار التلاميذ على كل خلية	None	None	8	Right	Scale

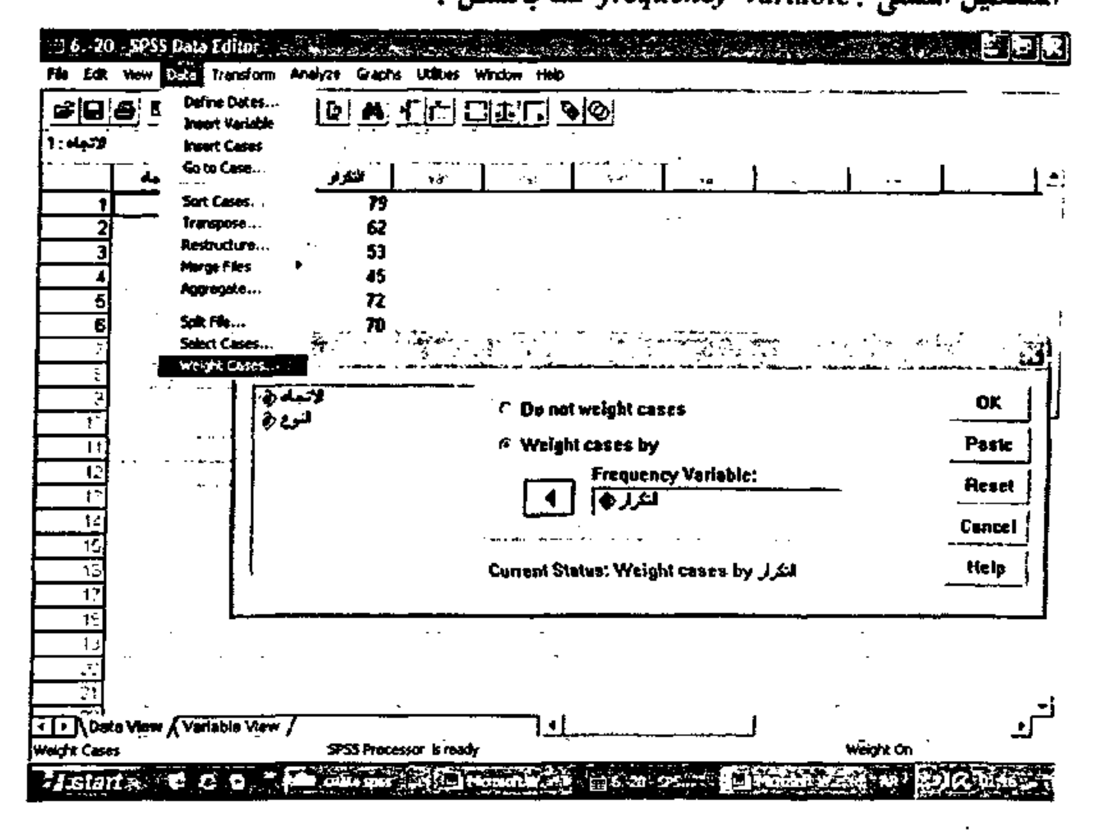
Data View / Variable View

SPSS Processor is ready

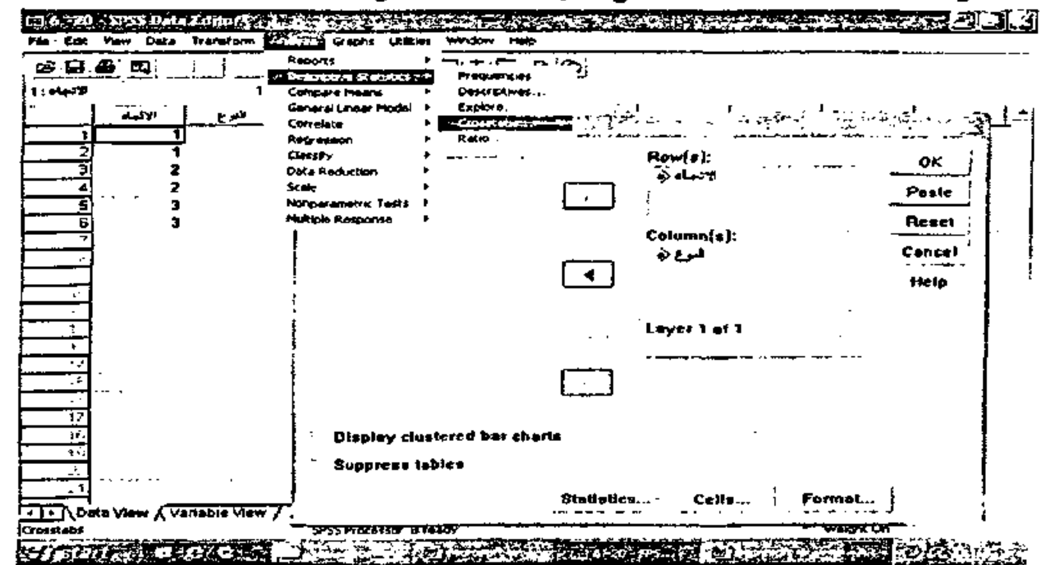
الخطوة الثانية : يتم الانتقال إلى شاشة *data view* لتدوين بيانات المتغيرات (الاتجاه) ،(النوع) ، (التكرار) كما بالشكل :



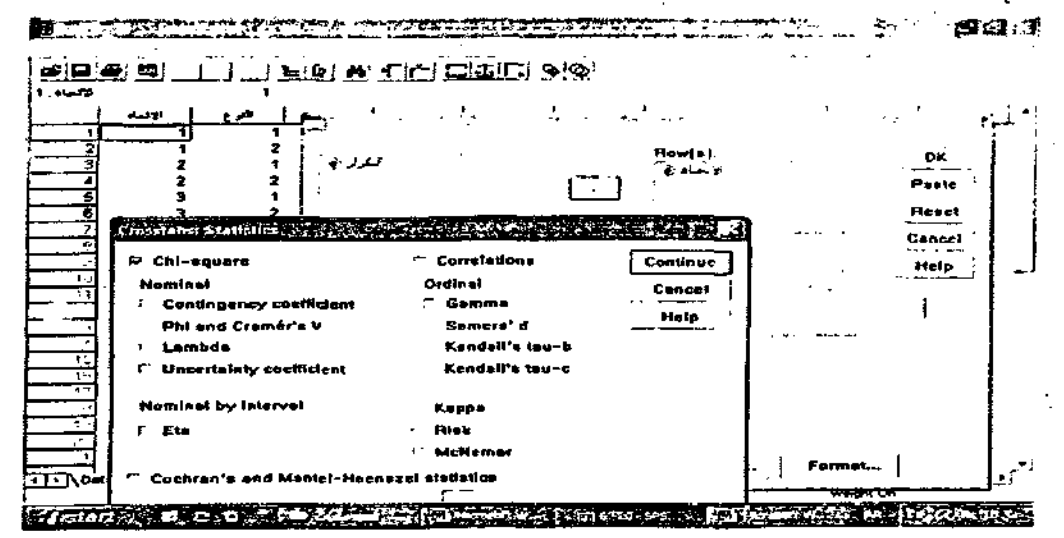
الخطوة الثالثة : عمل وزن لبيانات المتغير(التكرار) لكى يفهم برنامج *spss* أن هذه البيانات تكرارات و ليست درجات خام عادية كالتالى: : من سطر الأوامر *data* نختار الأمر الفرعى *weight cases* ، سيظهر مربع حوار كما بالشكل : يتم تحديد علامة *weight cases by* ، ثم ندخل المتغير المطلوب عمل وزن لبياناته و هو المتغير (التكرار) إلى المستطيل المسمى : *frequency variable* كما بالشكل :



الخطوة الرابعة : بعد الضغط على الذرار *ok* لإخفاء مربع الحوار السابق ، نضغط على سطر الأوامر *analyze* ثم الأمر الفرعي *descriptive statistics* ثم الأمر الفرعي *crosstabs...* ، سيظهر مربع حوار كما بالشكل ، ندخل المتغير (الاتجاه) في المستطيل المسمى *row(s)* ، و المتغير (النوع) في المستطيل المسمى *column(s)* كما بالشكل:



الخطوة الخامسة : نضغط على ذرار *statistics* سيظهر مربع حوار فرعي به العديد من الإحصاءات التي تستخدم على جداول الاقتران للبيانات الاسمية منها إحصاءة مربع كا *chi-square* الموجود في الركن الأيسر العلوي من مربع الحوار الفرعي نختار هذه الإحصاءة كالتالي:



الخطوة السادسة : يتم الضغط على ذرار *continue* لإخفاء مربع الحوار الفرعي و العودة إلى مربع الحوار الأساسي، و بعد الضغط على الذرار *ok* نحصل على النتيجة الموضحة في شاشة النتائج التالية :

Crosstabulation

Count

		نوع المفحوص: ذكور	إناث	Total
اتجاه التلاميذ نحو المدرسة(ايجابي-محايد-سلبي)	ايجابي	79	62	141
	محايد	53	45	98
	سلبي	72	70	142
Total		204	177	381

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	.822a	2	.663
Likelihood Ratio	.822	2	.663
Linear-by-Linear Association	.805	1	.370
N of Valid Cases	381		

a. 0 cells (0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 45.53.

SPSS Processor is ready

مقارنة الطريقة اليدوية بطريقة *spss* :

	الطريقة اليدوية	طريقة *spss*
قيمة كا^2	٠,٧٨	٠,٨٢
الدلالة	كا^2 المحسوبة(٠,٧٨) < كا^2 الجدولية(درجات حرية ٢ ، ٠,٠١) (٩,٢١) و بالتالى فان قيمة كا^2 غير دالة احصائيا عند مستوى ٠,٠١ . كا^2 المحسوبة(٠,٧٨) < كا^2 الجدولية(درجات حرية ٢ ، ٠,٠٥) (٥,٩٩) و بالتالى فان قيمة كا^2 غير دالة احصائيا عند مستوى ٠,٠٥ .	الدلالة الإحصائية لقيمة كا^2 الناتجة عند درجة حرية (٢) =٠,٦٦٣ و ذلك يعنى أن كا^2 غير دالة ، بما يتفق مع الحل اليدوى
و بذلك نجد النتائج تسير في الطريقتين في نفس الاتجاه ، و إن كان هناك فارق ضئيل فهو ناتج عن التقريب		
الفرض المصاغ	قبول الفرض الذى تمت صياغته لا توجد علاقة بين اتجاه المفحوصين نحو المدرسة(إيجابي-محايد-سلبى) و نوعهم (ذكور-إناث) .	

تفسير النتيجة المتوصل إليها تربويا : النتيجة تشير إلى قبول الفرض الصفرى :" لا توجد علاقة بين اتجاه المفحوصين نحو المدرسة(إيجابي-محايد-سلبى) و نوعهم (ذكور-إناث)" ،و هذا يعنى أن كون المفحوص ذكر و أنثى لا يرتبط باتجاهه نحو المدرسة ، و هناك امكانية لقبول هذه النتيجة على أساس أن الاتجاه نحو المدرسة يكون دالة لمتغيرات متشعبه منها خصائص المعلم و بيئة الفصل و النظام الدرسى و البيئة الأسرية و المسافة بين المدرسة و المنزل و سمات الشخصية لدى التلميذ فهى عوامل تطغى على متغير نوع المفحوص(ذكر-أنثى) .

جدول القيم الحرجة لمعامل الارتباط التتابعي لبيرسون

درجات الحرية	دلالة الطرفين		دلالة الطرف الواحد		درجات الحرية	دلالة الطرفين		دلالة الطرف الواحد	
	٠,٠٥	٠,٠١	٠,٠٥	٠,٠١		٠,٠٥	٠,٠١	٠,٠٥	٠,٠١
١	٠,٩٩٧	١	٠,٩٨٨	٠,٩٩٩	٤٠	٠,٣٠٤	٠,٣٩٣	٠,٢٥٧	٠,٣٥٨
٢	٠,٩٥٠	٠,٩٩٠	٠,٩٠٠	٠,٩٨٠	٤٢	٠,٢٩٧	٠,٣٨٤	٠,٢٥١	٠,٣٥٠
٣	٠,٨٧٨	٠,٩٥٩	٠,٨٠٥	٠,٩٣٤	٤٤	٠,٢٩١	٠.٣٧٦	٠,٢٤٦	٠,٣٤٢
٤	٠,٨١١	٠,٩١٧	٠,٧٢٩	٠,٨٨٢	٤٦	٠,٢٨٥	٠.٣٦٨	٠,٢٤٠	٠٣٣٥
٥	٠,٧٥٥	٠,٨٧٥	٠,٦٦٩	٠,٨٣٣	٤٨	٠,٢٧٩	٠.٣٦١	٠,٢٣٥	٠٣٢٨
٦	٠,٧٠٧	٠.٨٣٤	٠,٦٢٢	٠,٧٨٩	٥٠	٠,٢٧٣	٠.٣٥٤	٠,٢٣١	٠,٣٢٢
٧	٠,٦٦٦	٠,٧٩٨	٠,٥٨٢	٠,٧٥٠	٥٢	٠,٢٦٨	٠,٣٤٨	٠,٢٢٦	٠,٣١٦
٨	٠,٦٣٢	٠,٧٦٥	٠,٥٤٩	٠,٧١٦	٥٤	٠,٢٦٣	٠.٣٤٢	٠,٢٢٢	٠,٣١٠
٩	٠,٦٠٢	٠,٧٣٥	٠,٥٢١	٠,٦٨٥	٥٦	٠,٢٥٩	٠,٣٣٦	٠,٢١٨	٠,٣٠٥
١٠	٠,٥٧٦	٠.٧٠٨	٠,٤٩٧	٠,٦٥٨	٥٨	٠,٢٥٤	٠,٣٣٠	٠,٢١٤	٠,٣٠٠
١١	٠,٥٥٣	٠,٦٨٤	٠,٤٧٦	٠,٦٣٤	٦٠	٠,٢٥٠	٠,٣٢٥	٠,٢١١	٠,٢٩٥
١٢	٠,٥٣٢	٠,٦٦١	٠,٤٥٨	٠٦١٢	٦٢	٠,٢٤٦	٠,٣٢٠	٠,٢٠٨	٠,٢٩٠
١٣	٠.٥١٤	٠.٦٤١	٠,٤٤١	٠,٥٩٢	٦٤	٠,٢٤٢	٠,٣١٥	٠,٢٠٤	٠,٢٨٦
١٤	٠,٤٩٧	٠,٦٢٣	٠,٤٢٦	٠.٥٧٤	٦٦	٠,٢٣٩	٠.٣١٠	٠,٢٠١	٠.٢٨٢
١٥	٠,٤٨٢	٠,٦٠٦	٠,٤١٢	٠,٥٥٨	٦٨	٠,٢٣٥	٠,٣٠٦	٠,١٩٨	٠,٢٧٨
١٦	٠,٤٦٨	٠,٥٩٠	٠,٤٠٠	٠,٥٤٣	٧٠	٠,٢٣٢	٠.٣٠٢	٠,١٩٥	٠,٢٧٤
١٧	٠,٤٥٦	٠,٥٧٥	٠,٣٨٩	٠,٥٢٩	٧٢	٠,٢٢٩	٠,٢٩٨	٠,١٩٣	٠,٢٧٠
١٨	٠,٤٤٤	٠,٥٦١	٠,٣٧٨	٠,٥١٦	٧٤	٠,٢٢٦	٠,٢٩٤	٠,١٩٠	٠,٢٦٦
١٩	٠,٤٣٣	٠,٥٤٩	٠,٣٦٩	٠,٥٠٣	٧٦	٠,٢٢٣	٠,٢٩٠	٠,١٨٨	٠,٢٦٣
٢٠	٠,٤٢٣	٠,٥٣٧	٠,٣٦٠	٠,٤٩٢	٧٨	٠,٢٢٠	٠,٢٨٦	٠,١٨٥	٠,٢٦٠
٢١	٠,٤١٣	٠,٥٢٦	٠,٣٥٢	٠,٤٨٢	٨٠	٠,٢١٧	٠,٢٨٣	٠,١٨٣	٠,٢٥٧
٢٢	٠,٤٠٤	٠,٥١٥	٠,٣٤٤	٠,٤٧٢	٨٢	٠,٢١٥	٠,٢٨٠	٠,١٨١	٠,٢٥٤
٢٣	٠,٣٩٦	٠,٥٠٥	٠,٣٣٧	٠,٤٦٢	٨٤	٠,٢١٢	٠,٢٧٦	٠,١٧٩	٠,٢٥١
٢٤	٠,٣٨٨	٠,٤٩٦	٠,٣٣٠	٠,٤٥٣	٨٦	٠,٢١٠	٠,٢٧٣	٠,١٧٧	٠,٢٤٨
٢٥	٠,٣٨١	٠,٤٨٧	٠,٣٢٣	٠,٤٤٥	٨٨	٠,٢٠٧	٠,٢٧٠	٠,١٧٥	٠,٢٤٥
٢٦	٠,٣٧٤	٠,٤٧٩	٠,٣١٧	٠,٤٣٧	٩٠	٠,٢٠٥	٠.٢٦٧	٠,١٧٣	٠,٢٤٢
٢٧	٠,٣٦٧	٠,٤٧١	٠,٣١٢	٠,٤٣٠	٩٢	٠,٢٠٣	٠,٢٦٥	٠,١٧١	٠,٢٤٠
٢٨	٠,٣٦١	٠,٤٦٣	٠,٣٠٦	٠,٤٢٣	٩٤	٠,٢٠١	٠,٢٦٢	٠,١٦٩	٠,٢٣٧
٢٩	٠,٣٥٥	٠,٤٥٦	٠,٣٠١	٠,٤١٦	٩٦	٠,١٩٩	٠,٢٥٩	٠,١٦٧	٠,٢٣٥
٣٠	٠,٣٤٩	٠,٤٤٩	٠,٢٩٦	٠,٤٠٩	٩٨	٠,١٩٧	٠,٢٥٧	٠.١٦٥	٠,٢٣٢
٣١	٠,٣٤٤	٠,٤٤٢	٠,٢٩١	٠,٤٠٣	١٠٠	٠,١٩٥	٠,٢٥٤	٠,١٦٤	٠,٢٣٠
٣٢	٠,٣٣٩	٠,٤٣٦	٠,٢٨٧	٠,٣٩٧	١٢٠	٠,١٧٩	٠,٢٣٤	٠,١٥١	٠,٢١٢
٣٣	٠,٣٣٤	٠,٤٣٠	٠,٢٨٣	٠,٣٩٢	١٤٠	٠,١٦٦	٠,٢١٧	٠,١٤٠	٠,١٩٦
٣٤	٠,٣٢٩	٠,٤٢٤	٠,٢٧٩	٠,٣٨٦	١٦٠	٠,١٥٥	٠,٢٠٣	٠,١٣٠	٠,١٨٤
٣٥	٠,٣٢٥	٠,٤١٨	٠,٢٧٥	٠,٣٨١	١٨٠	٠,١٤٦	٠,١٩٢	٠,١٢٣	٠,١٧٣
٣٦	٠,٣٢٠	٠,٤١٣	٠,٢٧١	٠,٣٧٦	٢٠٠	٠,١٣٩	٠,١٨٢	٠,١١٧	٠,١٦٤
٣٧	٠,٣١٦	٠,٤٠٨	٠,٢٦٧	٠٣٧١	٣٠٠	٠,١١٣	٠,١٤٩	٠,٠٩٥	٠,١٣٤
٣٨	٠,٣١٢	٠,٤٠٣	٠,٢٦٤	٠,٣٦٧	٤٠٠	٠,٠٩٨	٠,١٢٩	٠,٠٨٢	٠,١١٦
٣٩	٠,٣٠٨	٠,٣٩٨	٠,٢٦١	٠,٣٦٢	٥٠٠	٠,٠٨٨	٠,١١٥	٠,٠٧٤	٠.١٠٤

جدول القيم الحرجة لمعامل ارتباط الرتب لسبيرمان

العلامة(–) تعني أن القيمة المحسوبة لا يمكن أن تكون دالة

عدد أزواج البيانات	دلالة الطرفين		دلالة الطرف الواحد	
	٠,٠٥	٠,٠١	٠,٠٥	٠,٠١
٥	–	–	٠,٩٠٠	–
٦	٠,٨٨٦	–	٠,٨٢٩	٠,٩٤٣
٧	٠,٧٨٦	٠,٩٢٩	٠,٧١٤	٠,٨٩٣
٨	٠,٧٣٨	٠,٨٨١	٠,٦٤٣	٠,٨٣٣
٩	٠,٧٠٠	٠,٨٣٣	٠,٦٠٠	٠,٧٨٣
١٠	٠,٦٤٨	٠,٧٩٤	٠,٥٦٤	٠,٧٤٥
١١	٠,٦١٨	٠,٧٥٥	٠,٥٣٦	٠,٧٠٩
١٢	٠,٥٨٧	٠,٧٢٧	٠,٥٠٣	٠,٦٧٨
١٣	٠,٥٦٠	٠,٧٠٣	٠,٤٨٤	٠,٦٤٨
١٤	٠,٥٣٨	٠,٦٧٩	٠,٤٦٤	٠,٦٢٦
١٥	٠,٥٢١	٠,٦٥٤	٠,٤٤٦	٠,٦٠٤
١٦	٠,٥٠٣	٠,٦٣٥	٠,٤٢٩	٠,٥٨٢
١٧	٠,٤٨٥	٠,٦١٥	٠,٤١٤	٠,٥٦٦
١٨	٠,٤٧٢	٠,٦٠٠	٠,٤٠١	٠,٥٥٠
١٩	٠,٤٦٠	٠,٥٨٤	٠,٣٩١	٠,٥٣٥
٢٠	٠,٤٤٧	٠,٥٧٠	٠,٣٨٠	٠,٥٢٠
٢١	٠,٤٣٥	٠,٥٥٦	٠,٣٧٠	٠,٥٠٨
٢٢	٠,٤٢٥	٠,٥٤٤	٠,٣٦١	٠,٤٩٦
٢٣	٠,٤١٥	٠,٥٣٢	٠,٣٥٣	٠,٤٨٦
٢٤	٠,٤٠٦	٠,٥٢١	٠,٣٤٤	٠,٤٧٦
٢٥	٠,٣٩٨	٠,٥١١	٠,٣٣٧	٠,٤٦٦
٢٦	٠,٣٩٠	٠,٥٠١	٠,٣٣١	٠,٤٥٧
٢٧	٠,٣٨٢	٠,٤٩١	٠,٣٢٤	٠,٤٤٨
٢٨	٠,٣٧٥	٠,٤٨٣	٠,٣١٧	٠,٤٤٠
٢٩	٠,٣٦٨	٠,٤٧٥	٠,٣١٢	٠,٤٣٣
٣٠	٠,٣٦٢	٠,٤٦٧	٠,٣٠٦	٠,٤٢٥

جدول القيم الحرجة لمعامل ارتباط الرتب لكاندال

في حالة (ن>١٠) يتم التقريب إلى توزيع النسبة الحرجة كما سبق إيضاحه في متن الكتاب

العلامة(–) تعني أن القيمة المحسوبة لا يمكن أن تكون دالة

عدد أزواج البيانات	دلالة الطرفين		دلالة الطرف الواحد	
	٠,٠٥	٠,٠١	٠,٠٥	٠,٠١
٤	–	–	١	–
٥	١	–	٠,٨٠٠	١
٦	٠,٨٦٧	١	٠,٧٣٣	٠,٨٦٧
٧	٠,٧١٤	٠,٩٠٥	٠,٦١٩	٠,٨١٠
٨	٠,٦٤٣	٠,٧٨٦	٠,٥٧١	٠,٧١٤
٩	٠,٥٥٦	٠,٧٢٢	٠,٥٠٠	٠,٦٦٧
١٠	٠,٥١١	٠,٦٤٤	٠,٤٦٧	٠,٦٠٠

جدول القيم الحرجة لاختبار كوكران(مستوى ٠,٠٥)

	عدد بيانات كل مجموعة أو متوسط أعداد بيانات المجموعتين (المجموعات)													
	df	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٧	٣٧	١٤٥
عدد التباينات	٢	١,٠٠	٠,٩٨	٠,٩٤	٠,٩١	٠,٨٨	٠,٨٥	٠,٨٣	٠,٨٢	٠,٨٠	٠,٧٩	٠,٧٣	٠,٦٦	٠,٥٨
	٣	٠,٩٧	٠,٨٧	٠,٨٠	٠,٧٥	٠,٧١	٠,٦٨	٠,٦٥	٠,٦٣	٠,٦٢	٠,٦٠	٠,٥٥	٠,٤٧	٠,٤٠
	٤	٠,٩١	٠,٧٧	٠,٦٨	٠,٦٣	٠,٥٩	٠,٥٦	٠,٥٤	٠,٥٢	٠,٥٠	٠,٤٩	٠,٤٤	٠,٣٧	٠,٣١
	٥	٠,٨٤	٠,٦٨	٠,٦٠	٠,٥٤	٠,٥١	٠,٤٨	٠,٤٦	٠,٤٤	٠,٤٢	٠,٤١	٠,٣٦	٠,٣١	٠,٢٥
	٦	٠,٧٨	٠,٦٢	٠,٥٣	٠,٤٨	٠,٤٤	٠,٤٢	٠,٤٠	٠,٣٨	٠,٣٧	٠,٣٦	٠,٣١	٠,٢٦	٠,٢١
	٧	٠,٧٣	٠,٥٦	٠,٤٨	٠,٤٣	٠,٤٠	٠,٣٧	٠,٣٥	٠,٣٤	٠,٣٣	٠,٣٢	٠,٢٨	٠,٢٣	٠,١٨
	٨	٠,٦٨	٠,٥٢	٠,٤٤	٠,٣٩	٠,٣٦	٠,٣٤	٠,٣٢	٠,٣٠	٠,٢٩	٠,٢٩	٠,٢٥	٠,٢٠	٠,١٦
	٩	٠,٦٤	٠,٤٨	٠,٤٠	٠,٣٦	٠,٣٣	٠,٣١	٠,٢٩	٠,٢٨	٠,٢٧	٠,٢٦	٠,٢٢	٠,١٨	٠,١٤
	١٠	٠,٦٠	٠,٤٥	٠,٣٧	٠,٣٣	٠,٣٠	٠,٢٨	٠,٢٧	٠,٢٥	٠,٢٤	٠,٢٤	٠,٢٠	٠,١٧	٠,١٣
	١٢	٠,٥٤	٠,٣٩	٠,٣٣	٠,٢٩	٠,٢٦	٠,٢٤	٠,٢٣	٠,٢٢	٠,٢١	٠,٢٠	٠,١٧	٠,١٤	٠,١١
	١٥	٠,٤٧	٠,٣٣	٠,٢٨	٠,٢٤	٠,٢٢	٠,٢٠	٠,١٩	٠,١٨	٠,١٧	٠,١٧	٠,١٤	٠,١١	٠,٠٩
	٢٠	٠,٣٩	٠,٢٧	٠,٢٢	٠,١٩	٠,١٧	٠,١٦	٠,١٥	٠,١٤	٠,١٤	٠,١٣	٠,١١	٠,٠٩	٠,٠٧
	٢٤	٠,٣٤	٠,٢٤	٠,١٩	٠,١٧	٠,١٥	٠,١٤	٠,١٣	٠,١٢	٠,١٢	٠,١١	٠,٠٩	٠,٠٧	٠,٠٦
	٣٠	٠,٢٩	٠,٢٠	٠,١٦	٠,١٤	٠,١٢	٠,١١	٠,١١	٠,١٠	٠,١٠	٠,٠٩	٠,٠٨	٠,٠٦	٠,٠٥
	٤٠	٠,٢٤	٠,١٦	٠,١٣	٠,١١	٠,١٠	٠,٠٩	٠,٠٨	٠,٠٨	٠,٠٧	٠,٠٧	٠,٠٦	٠,٠٥	٠,٠٣
	٦٠	٠,١٧	٠,١١	٠,٠٩	٠,٠٨	٠,٠٧	٠,٠٦	٠,٠٦	٠,٠٦	٠,٠٥	٠,٠٥	٠,٠٤	٠,٠٣	٠,٠٢
	١٢٠	٠,١٠	٠,٠٦	٠,٠٥	٠,٠٤	٠,٠٤	٠,٠٣	٠,٠٣	٠,٠٣	٠,٠٣	٠,٠٣	٠,٠٢	٠,٠٢	٠,٠١

جدول القيم الحرجة لاختبار كوكران (مستوى ٠,٠١)

	عدد بيانات كل مجموعة أو متوسط أعداد بيانات المجموعتين (المجموعات)													
	df	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٧	٣٧	١٤٥
عدد التباينات	٢	١,٠٠	١,٠٠	٠.٩٨	٠,٩٦	٠,٩٤	٠,٩٢	٠,٩٠	٠,٨١	٠.٨٧	٠,٨٥	٠,٧٩	٠,٧١	٠,٦١
	٣	٠,٩٩	٠,٩٤	٠.٨٨	٠.٨٣	٠,٧٩	٠,٧٦	٠,٧٣	٠,٧١	٠,٦٩	٠,٦٧	٠,٦١	٠,٥٢	٠,٤٢
	٤	٠,٩٧	٠,٨٦	٠.٧٨	٠.٧٢	٠,٦٨	٠,٦٤	٠,٦١	٠,٥٩	٠,٥٧	٠,٥٥	٠,٤٩	٠,٤١	٠,٣٣
	٥	٠,٩٣	٠,٧٩	٠.٧٠	٠,٦٣	٠,٥٩	٠,٥٥	٠,٥٣	٠,٥٠	٠,٤٩	٠,٤٧	٠,٤١	٠,٣٤	٠,٢٦
	٦	٠,٨٨	٠,٧٢	٠.٦٣	٠,٥٦	٠,٥٢	٠,٤٩	٠,٤٦	٠,٤٤	٠,٤٢	٠,٤١	٠,٣٥	٠,٢٩	٠,٢٢
	٧	٠,٨٤	٠,٦٦	٠,٥٧	٠,٥١	٠,٤٧	٠,٤٣	٠,٤١	٠,٣٩	٠,٣٨	٠,٣٦	٠.٣١	٠,٢٥	٠,١٩
	٨	٠,٧٩	٠,٦٢	٠.٥٢	٠,٤٦	٠,٤٢	٠,٣٩	٠,٣٧	٠,٣٥	٠,٣٤	٠,٣٢	٠,٢٨	٠,٢٢	٠,١٧
	٩	٠,٧٥	٠,٥٧	٠.٤٨	٠,٤٣	٠,٣٩	٠,٣٦	٠,٣٤	٠,٣٢	٠,٣١	٠,٣٠	٠,٢٥	٠,٢٠	٠,١٥
	١٠	٠.٧٢	٠,٥٤	٠.٤٥	٠,٣٩	٠,٣٦	٠,٣٣	٠,٣١	٠,٢٩	٠,٢٨	٠,٢٧	٠,٢٣	٠,١٨	٠,١٤
	١٢	٠,٦٥	٠,٤٨	٠,٣٩	٠,٣٤	٠,٣١	٠,٢٩	٠,٢٧	٠,٢٥	٠,٢٤	٠,٢٣	٠,٢٠	٠,١٥	٠,١٢
	١٥	٠,٥٧	٠,٤١	٠,٣٣	٠,٢٩	٠,٢٦	٠,٢٤	٠,٢٢	٠,٢١	٠,٢٠	٠,١٩	٠,١٦	٠,١٣	٠,٠٩
	٢٠	٠,٤٨	٠,٣٣	٠.٢٧	٠,٢٣	٠,٢٠	٠,١٩	٠,١٧	٠,١٦	٠,١٦	٠,١٥	٠,١٢	٠,١٠	٠,٠٧
	٢٤	٠.٤٢	٠,٢٩	٠,٢٣	٠,٢٠	٠,١٨	٠,١٦	٠,١٥	٠,١٤	٠,١٣	٠,١٣	٠,١١	٠,٠٨	٠,٠٦
	٣٠	٠,٣٦	٠,٢٤	٠.١٩	٠,١٦	٠,١٥	٠,١٣	٠,١٢	٠,١٢	٠,١١	٠,١١	٠,٠٩	٠,٠٧	٠,٠٥
	٤٠	٠,٢٩	٠,١٩	٠.١٥	٠,١٣	٠,١١	٠,١٠	٠,١٠	٠,٠٩	٠,٠٩	٠,٠٨	٠,٠٧	٠,٠٥	٠,٠٤
	٦٠	٠,٢٢	٠.١٤	٠,١١	٠,٠٩	٠,٠٨	٠,٠٧	٠,٠٧	٠,٠٦	٠,٠٦	٠,٠٦	٠,٠٥	٠,٠٣	٠,٠٢
	١٢٠	٠,١٢	٠,٠٨	٠,٠٦	٠,٠٥	٠,٠٤	٠,٠٤	٠,٠٤	٠,٠٣	٠,٠٣	٠,٠٣	٠,٠٢	٠,٠٢	٠,٠١

جدول القيم الحرجة لتوزيع "ت"

درجات الحرية	دلالة الطرفين		دلالة الطرف الواحد	
	٠,٠٥	٠,٠١	٠,٠٥	٠,٠١
١	١٢,٧٠٦	٦٣,٦٥٧	٦,٣١٤	٣١,٨٢١
٢	٤,٣٠٣	٩,٩٢٥	٢,٩٢٠	٦,٩٦٥
٣	٣,١٨٢	٥,٨٤١	٢,٣٥٣	٤,٥٤١
٤	٢,٧٧٦	٤,٦٠٤	٢,١٣٢	٣,٧٤٧
٥	٢,٥٧١	٤,٠٣٢	٢,٠١٥	٣,٣٦٥
٦	٢,٤٤٧	٣,٧٠٧	١,٩٤٣	٣,١٤٣
٧	٢,٣٦٥	٣,٤٩٩	١,٨٩٥	٢,٩٩٨
٨	٢,٣٠٦	٣,٣٥٥	١,٨٦٠	٢,٨٩٦
٩	٢,٢٦٢	٣,٢٥٠	١,٨٣٣	٢,٨٢١
١٠	٢,٢٢٨	٣,١٦٩	١,٨١٢	٢,٧٦٤
١١	٢,٢٠١	٣,١٠٦	١,٧٩٦	٢,٧١٨
١٢	٢,١٧٩	٣,٠٥٥	١,٧٨٢	٢,٦٨١
١٣	٢,١٦٠	٣,٠١٢	١,٧٧١	٢,٦٥٠
١٤	٢,١٤٥	٢,٩٧٧	١,٧٦١	٢,٦٢٤
١٥	٢,١٣١	٢,٩٤٧	١,٧٥٣	٢,٦٠٢
١٦	٢,١٢٠	٢,٩٢١	١,٧٤٦	٢,٥٨٣
١٧	٢,١١٠	٢,٨٩٨	١,٧٤٠	٢,٥٦٧
١٨	٢,١٠١	٢,٨٧٨	١,٧٣٤	٢,٥٥٢
١٩	٢,٠٩٣	٢,٨٦١	١,٧٢٩	٢,٥٣٩
٢٠	٢,٠٨٦	٢,٨٤٥	١,٧٢٥	٢,٥٢٨
٢١	٢,٠٨٠	٢,٨٣١	١,٧٢١	٢,٥١٨
٢٢	٢,٠٧٤	٢,٨١٩	١,٧١٧	٢,٥٠٨
٢٣	٢,٠٦٩	٢,٨٠٧	١,٧١٤	٢,٥٠٠
٢٤	٢,٠٦٤	٢,٧٩٧	١,٧١١	٢,٤٩٢
٢٥	٢,٠٦٠	٢,٧٨٧	١,٧٠٨	٢,٤٨٥
٢٦	٢,٠٥٦	٢,٧٧٩	١,٧٠٦	٢,٤٧٩
٢٧	٢,٠٥٢	٢,٧٧١	١,٧٠٣	٢,٤٧٣
٢٨	٢,٠٤٨	٢,٧٦٣	١,٧٠١	٢,٤٦٧
٢٩	٢,٠٤٥	٢,٧٥٦	١,٦٩٩	٢,٤٦٢
٣٠	٢,٠٤٢	٢,٧٥٠	١,٦٩٧	٢,٤٥٧
٣٥	٢,٠٣٠	٢,٧٢٤	١,٦٩٠	٢,٤٣٨
٤٠	٢,٠٢١	٢,٧٠٤	١,٦٨٤	٢,٤٢٣
٤٥	٢,٠١٤	٢,٦٩٠	١,٦٧٩	٢,٤١٢
٥٠	٢,٠٠٩	٢,٦٧٨	١,٦٧٦	٢,٤٠٣
٥٥	٢,٠٠٤	٢,٦٦٨	١,٦٧٣	٢,٣٩٦
٦٠	٢,٠٠٠	٢,٦٦٠	١,٦٧١	٢,٣٩٠
٦٥	١,٩٩٧	٢,٦٥٤	١,٦٦٩	٢,٣٨٥
٧٠	١,٩٩٤	٢,٦٤٨	١,٦٦٧	٢,٣٨١
٧٥	١,٩٩٢	٢,٦٤٣	١,٦٦٥	٢,٣٧٧
٨٠	١,٩٩٠	٢,٦٣٩	١,٦٦٤	٢,٣٧٤
٨٥	١,٩٨٨	٢,٦٣٥	١,٦٦٣	٢,٣٧١
٩٠	١,٩٨٧	٢,٦٣٢	١,٦٦٢	٢,٣٦٨
٩٥	١,٩٨٥	٢,٦٢٩	١,٦٦١	٢,٣٦٦
١٠٠	١,٩٨٤	٢,٦٢٦	١,٦٦٠	٢,٣٦٤
∞	١,٩٦٠	٢,٥٧٦	١,٦٤٥	٢,٣٢٦

جدول القيم الحرجة لاختبار مان-وتنى (الطرفين)

ن١	مستوى الدلالة	ن٢																	
		٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤	١٥	١٦	١٧	١٨	١٩	٢٠
٣	٠,٠٥	–	٠	٠	١	١	٢	٢	٣	٣	٤	٤	٥	٥	٦	٦	٧	٧	٨
	٠,٠١	–	٠	٠	٠	٠	٠	٠	٠	٠	١	١	١	٢	٢	٢	٢	٣	٣
٤	٠,٠٥		٠	١	٢	٣	٤	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١١	١٢	١٣	١٤
	٠,٠١		–	٠	٠	٠	١	١	٢	٢	٣	٣	٤	٥	٥	٦	٦	٧	٨
٥	٠,٠٥			٢	٣	٥	٦	٧	٨	٩	١١	١٢	١٣	١٤	١٥	١٧	١٨	١٩	٢٠
	٠,٠١			٠	١	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢	١٣
٦	٠,٠٥				٥	٦	٨	١٠	١١	١٣	١٤	١٦	١٧	١٩	٢١	٢٢	٢٤	٢٥	٢٧
	٠,٠١				٢	٣	٤	٥	٦	٧	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٥	١٦	١٧	١٨
٧	٠,٠٥					٨	١٠	١٢	١٤	١٦	١٨	٢٠	٢٢	٢٤	٢٦	٢٨	٣٠	٣٢	٣٤
	٠,٠١					٤	٦	٧	٩	١٠	١٢	١٣	١٥	١٦	١٨	١٩	٢١	٢٢	٢٤
٨	٠,٠٥						١٣	١٥	١٧	١٩	٢٢	٢٤	٢٦	٢٩	٣١	٣٤	٣٦	٣٨	٤١
	٠,٠١						٧	٩	١١	١٣	١٥	١٧	١٨	٢٠	٢٢	٢٤	٢٦	٢٨	٣٠
٩	٠,٠٥							١٧	٢٠	٢٣	٢٦	٢٨	٣١	٣٤	٣٧	٣٩	٤٢	٤٥	٤٨
	٠,٠١							١١	١٣	١٦	١٨	٢٠	٢٢	٢٤	٢٧	٢٩	٣١	٣٣	٣٦
١٠	٠,٠٥								٢٣	٢٦	٢٩	٣٣	٣٦	٣٩	٤٢	٤٥	٤٨	٥٢	٥٥
	٠,٠١								١٦	١٨	٢١	٢٤	٢٦	٢٩	٣١	٣٤	٣٧	٣٩	٤٢
١١	٠,٠٥									٣٠	٣٣	٣٧	٤٠	٤٤	٤٧	٥١	٥٥	٥٨	٦٢
	٠,٠١									٢١	٢٤	٢٧	٣٠	٣٣	٣٦	٣٩	٤٢	٤٥	٤٨
١٢	٠,٠٥										٣٧	٤١	٤٥	٤٩	٥٣	٥٧	٦١	٦٥	٦٩
	٠,٠١										٢٧	٣١	٣٤	٣٧	٤١	٤٤	٤٧	٥١	٥٤
١٣	٠,٠٥											٤٥	٥٠	٥٤	٥٩	٦٣	٦٧	٧٢	٧٦
	٠,٠١											٣٤	٣٨	٤٢	٤٥	٤٩	٥٣	٥٦	٦٠
١٤	٠,٠٥												٥٥	٥٩	٦٤	٦٧	٧٤	٧٨	٨٣
	٠,٠١												٤٢	٤٦	٥٠	٥٤	٥٨	٦٣	٦٧
١٥	٠,٠٥													٦٤	٧٠	٧٥	٨٠	٨٥	٩٠
	٠,٠١													٥١	٥٥	٦٠	٦٤	٦٩	٧٣
١٦	٠,٠٥														٧٥	٨١	٨٦	٩٢	٩٨
	٠,٠١														٦٠	٦٥	٧٠	٧٤	٧٩
١٧	٠,٠٥															٨٧	٩٣	٩٩	١٠٥
	٠,٠١															٧٠	٧٥	٨١	٨٦
١٨	٠,٠٥																٩٩	١٠٦	١١٢
	٠,٠١																٨١	٨٧	٩٢
١٩	٠,٠٥																	١١٣	١١٩
	٠,٠١																	٩٣	٩٩
٢٠	٠,٠٥																		١٢٧
	٠,٠١																		١٠٥

جدول القيم الحرجة لاختبار مان-وتني (الطرف الواحد)

ن١	مستوى الدلالة	ن٢																	
		٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤	١٥	١٦	١٧	١٨	١٩	٢٠
٣	٠,٠٥	٠	٠	١	٢	٢	٣	٤	٤	٥	٥	٦	٧	٧	٨	٩	٩	١٠	١١
	٠,٠١	–	٠	٠	٠	٠	٠	١	١	١	٢	٢	٢	٣	٣	٤	٤	٤	٥
٤	٠,٠٥		١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢	١٤	١٥	١٦	١٧	١٨
	٠,٠١		–	٠	١	١	٢	٣	٣	٤	٥	٥	٦	٧	٧	٨	٩	٩	١٠
٥	٠,٠٥			٤	٥	٦	٨	٩	١١	١٢	١٣	١٥	١٦	١٨	١٩	٢٠	٢٢	٢٣	٢٥
	٠,٠١			١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١١	١٢	١٣	١٤	١٥	١٦
٦	٠,٠٥				٧	٨	١٠	١٢	١٤	١٦	١٧	١٩	٢١	٢٣	٢٥	٢٦	٢٨	٣٠	٣٢
	٠,٠١				٣	٤	٦	٧	٨	٩	١١	١٢	١٣	١٥	١٦	١٨	١٩	٢٠	٢٢
٧	٠,٠٥					١١	١٣	١٥	١٧	١٩	٢١	٢٤	٢٦	٢٨	٣٠	٣٣	٣٥	٣٧	٣٩
	٠,٠١					٦	٧	٩	١١	١٢	١٤	١٦	١٧	١٩	٢١	٢٣	٢٤	٢٦	٢٨
٨	٠,٠٥						١٥	١٨	٢٠	٢٣	٢٦	٢٨	٣١	٣٣	٣٦	٣٩	٤١	٤٤	٤٧
	٠,٠١						٩	١١	١٣	١٥	١٧	٢٠	٢٢	٢٤	٢٦	٢٨	٣٠	٣٢	٣٤
٩	٠,٠٥							٢١	٢٤	٢٧	٣٠	٣٣	٣٦	٣٩	٤٢	٤٥	٤٨	٥١	٥٤
	٠,٠١							١٤	١٦	١٨	٢١	٢٣	٢٦	٢٨	٣١	٣٣	٣٦	٣٨	٤٠
١٠	٠,٠٥								٢٧	٣١	٣٤	٣٧	٤١	٤٤	٤٨	٥١	٥٥	٥٨	٦٢
	٠,٠١								١٩	٢٢	٢٤	٢٧	٣٠	٣٣	٣٦	٣٨	٤١	٤٤	٤٧
١١	٠,٠٥									٣٤	٣٨	٤٢	٤٦	٥٠	٥٤	٥٧	٦١	٦٥	٦٩
	٠,٠١									٢٥	٢٨	٣١	٣٤	٣٧	٤١	٤٤	٤٧	٥٠	٥٣
١٢	٠,٠٥										٤٢	٤٧	٥١	٥٥	٦٠	٦٤	٦٨	٧٢	٧٧
	٠,٠١										٣١	٣٥	٣٨	٤٢	٤٦	٤٩	٥٣	٥٦	٦٠
١٣	٠,٠٥											٥١	٥٦	٦١	٦٥	٧٠	٧٥	٨٠	٨٤
	٠,٠١											٣٩	٤٣	٤٧	٥١	٥٥	٥٩	٦٣	٦٧
١٤	٠,٠٥												٦١	٦٦	٧١	٧٧	٨٢	٨٧	٩٢
	٠,٠١												٤٧	٥١	٥٦	٦٠	٦٥	٦٩	٧٣
١٥	٠,٠٥													٧٢	٧٧	٨٣	٨٨	٩٤	١٠٠
	٠,٠١													٥٦	٦١	٦٦	٧٠	٧٥	٨٠
١٦	٠,٠٥														٨٣	٨٩	٩٥	١٠١	١٠٧
	٠,٠١														٦٦	٧١	٧٦	٨٢	٨٧
١٧	٠,٠٥															٩٦	١٠٢	١٠٩	١١٥
	٠,٠١															٧٧	٨٢	٨٨	٩٣
١٨	٠,٠٥																١٠٩	١١٦	١٢٣
	٠,٠١																٨٨	٩٤	١٠٠
١٩	٠,٠٥																	١٢٣	١٣٠
	٠,٠١																	١٠١	١٠٧
٢٠	٠,٠٥																		١٣٨
	٠,٠١																		١١٤

جدول القيم الحرجة لإحصاءة ويلكوكسون

في حالة (ن>١٠) يتم التقريب إلى توزيع النسبة الحرجة كما سبق إيضاحه في متن الكتاب

العلامة(–) تعني أن القيمة المحسوبة لا يمكن أن تكون دالة

عدد أزواج البيانات	دلالة الطرفين		دلالة الطرف الواحد	
	٠,٠٥	٠,٠١	٠,٠٥	٠,٠١
٥	–	–	٠	–
٦	٠	–	٢	–
٧	٢	–	٣	٠
٨	٣	٠	٥	١
٩	٥	١	٨	٣
١٠	٨	٣	١٠	٥

جدول توزيع القيم الحرجة لاختبار " ف" عند مستوى (٠,٠٥)

درجة حرية المقام	درجة حرية البسط									
	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠
١	١٦١,٤٥	١٩٩,٥٠	٢١٥,٧١	٢٢٤,٥٨	٢٣٠,١٦	٢٣٤	٢٣٦,٧٧	٢٣٨,٨٨	٢٤٠,٥٤	٢٤١,٨٨
٢	١٨,٥١	١٩,٠٠	١٩,١٦	١٩,٢٥	١٩,٣٠	١٩,٣٣	١٩,٣٥	١٩,٣٧	١٩,٣٨	١٩,٤٠
٣	١٠,١٣	٩,٥٥	٩,٢٨	٩,١٢	٩,٠١	٨,٩٤	٨,٨٩	٨,٨٥	٨,٨١	٨,٧٩
٤	٧,٧١	٦,٩٤	٦,٥٩	٦,٣٩	٦,٢٦	٦,١٦	٦,٠٩	٦,٠٤	٦,٠٠	٥,٩٦
٥	٦,٦١	٥,٧٩	٥,٤١	٥,١٩	٥,٠٥	٤,٩٥	٤,٨٨	٤,٨٢	٤,٧٧	٤,٧٤
٦	٥,٩٩	٥,١٤	٤,٧٦	٤,٥٣	٤,٣٩	٤,٢٨	٤,٢١	٤,١٥	٤,١٠	٤,٠٦
٧	٥,٥٩	٤,٧٤	٤,٣٥	٤,١٢	٣,٩٧	٣,٨٧	٣,٧٩	٣,٧٣	٣,٦٨	٣,٦٤
٨	٥,٣٢	٤,٤٦	٤,٠٧	٣,٨٤	٣,٦٩	٣,٥٨	٣,٥٠	٣,٤٤	٣,٣٩	٣,٣٥
٩	٥,١٢	٤,٢٦	٣,٨٦	٣,٦٣	٣,٤٨	٣,٣٧	٣,٢٩	٣,٢٣	٣,١٨	٣,١٤
١٠	٤,٩٦	٤,١٠	٣,٧١	٣,٤٨	٣,٣٣	٣,٢٢	٣,١٤	٣,٠٧	٣,٠٢	٢,٩٨
١١	٤,٨٤	٣,٩٨	٣,٥٩	٣,٣٦	٣,٢٠	٣,٠٩	٣,٠١	٢,٩٥	٢,٩٠	٢,٨٥
١٢	٤,٧٥	٣,٨٩	٣,٤٩	٣,٢٦	٣,١١	٣,٠٠	٢,٩١	٢,٨٥	٢,٨٠	٢,٧٥
١٣	٤,٦٧	٣,٨١	٣,٤١	٣,١٨	٣,٠٣	٢,٩٢	٢,٨٣	٢,٧٧	٢,٧١	٢,٦٧
١٤	٤,٦٠	٣,٧٤	٣,٣٤	٣,١١	٢,٩٦	٢,٨٥	٢,٧٦	٢,٧٠	٢,٦٥	٢,٦٠
١٥	٤,٥٤	٣,٦٨	٣,٢٩	٣,٠٦	٢,٩٠	٢,٧٩	٢,٧١	٢,٦٤	٢,٥٩	٢,٥٤
١٦	٤,٤٩	٣,٦٣	٣,٢٤	٣,٠١	٢,٨٥	٢,٧٤	٢,٦٦	٢,٥٩	٢,٥٤	٢,٤٩
١٧	٤,٤٥	٣,٥٩	٣,٢٠	٢,٩٦	٢,٨١	٢,٧٠	٢,٦١	٢,٥٥	٢,٤٩	٢,٤٥
١٨	٤,٤١	٣,٥٥	٣,١٦	٢,٩٣	٢,٧٧	٢,٦٦	٢,٥٨	٢,٥١	٢,٤٦	٢,٤١
١٩	٤,٣٨	٣,٥٢	٣,١٣	٢,٩٠	٢,٧٤	٢,٦٣	٢,٥٤	٢,٤٨	٢,٤٢	٢,٣٨
٢٠	٤,٣٥	٣,٤٩	٣,١٠	٢,٨٧	٢,٧١	٢,٦٠	٢,٥١	٢,٤٥	٢,٣٩	٢,٣٥
٢١	٤,٣٢	٣,٤٧	٣,٠٧	٢,٨٤	٢,٦٨	٢,٥٧	٢,٤٩	٢,٤٢	٢,٣٧	٢,٣٢
٢٢	٤,٣٠	٣,٤٤	٣,٠٥	٢,٨٢	٢,٦٦	٢,٥٥	٢,٤٦	٢,٤٠	٢,٣٤	٢,٣٠
٢٣	٤,٢٨	٣,٤٢	٣,٠٣	٢,٨٠	٢,٦٤	٢,٥٣	٢,٤٤	٢,٣٧	٢,٣٢	٢,٢٧
٢٤	٤,٢٦	٣,٤٠	٣,٠١	٢,٧٨	٢,٦٢	٢,٥١	٢,٤٢	٢,٣٦	٢,٣٠	٢,٢٥
٢٥	٤,٢٤	٣,٣٩	٢,٩٩	٢,٧٦	٢,٦٠	٢,٤٩	٢,٤٠	٢,٣٤	٢,٢٨	٢,٢٤
٢٦	٤,٢٣	٣,٣٧	٢,٩٨	٢,٧٤	٢,٥٩	٢,٤٧	٢,٣٩	٢,٣٢	٢,٢٧	٢,٢٢
٢٧	٤,٢١	٣,٣٥	٢,٩٦	٢,٧٣	٢,٥٧	٢,٤٦	٢,٣٧	٢,٣١	٢,٢٥	٢,٢٠
٢٨	٤,٢٠	٣,٣٤	٢,٩٥	٢,٧١	٢,٥٦	٢,٤٥	٢,٣٦	٢,٢٩	٢,٢٤	٢,١٩
٢٩	٤,١٨	٣,٣٣	٢,٩٣	٢,٧٠	٢,٥٥	٢,٤٣	٢,٣٥	٢,٢٨	٢,٢٢	٢,١٨
٣٠	٤,١٧	٣,٣٢	٢,٩٢	٢,٦٩	٢,٥٣	٢,٤٢	٢,٣٣	٢,٢٧	٢,٢١	٢,١٦
٤٠	٤,٠٨	٣,٢٣	٢,٨٤	٢,٦١	٢,٤٥	٢,٣٤	٢,٢٥	٢,١٨	٢,١٢	٢,٠٨
٦٠	٤,٠٠	٣,١٥	٢,٧٦	٢,٥٣	٢,٣٧	٢,٢٥	٢,١٧	٢,١٠	٢,٠٤	١,٩٩
١٢٠	٣,٩٢	٣,٠٧	٢,٦٨	٢,٤٥	٢,٢٩	٢,١٧	٢,٠٩	٢,٠٢	١,٩٦	١,٩١
∞	٣,٨٤	٣,٠٠	٢,٦٠	٢,٣٧	٢,٢١	٢,١٠	٢,٠١	١,٩٤	١,٨٨	١,٨٣

جدول توزيع القيم الحرجة لاختبار " ف" عند مستوى (٠,٠١)

درجة حرية المقام	درجة حرية البسط ١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠
١	٤٠٥٢,١٨	٤٩٩٩,٥٠	٥٤٠٣,٣٥	٥٦٢٤,٥٨	٥٧٦٣,٦٥	٥٨٥٩	٥٩٢٨,٣٦	٥٩٨١,٠٧	٦٠٢٢,٤٧	٦٠٥٥,٨٥
٢	٩٨,٥٠	٩٩,٠٠	٩٩,١٧	٩٩,٢٥	٩٩,٣٠	٩٩,٣٣	٩٩,٣٦	٩٩,٣٧	٩٩,٣٩	٩٩,٤٠
٣	٣٤,١٢	٣٠,٨٢	٢٩,٤٦	٢٨,٧١	٢٨,٢٤	٢٧,٩١	٢٧,٦٧	٢٧,٤٩	٢٧,٣٥	٢٧,٢٣
٤	٢١,٢٠	١٨,٠٠	١٦,٦٩	١٥,٩٨	١٥,٥٢	١٥,٢١	١٤,٩٨	١٤,٨٠	١٤,٦٦	١٤,٥٥
٥	١٦,٢٦	١٣,٢٧	١٢,٠٦	١١,٣٩	١٠,٩٧	١٠,٦٧	١٠,٤٦	١٠,٢٩	١٠,١٦	١٠,٠٥
٦	١٣,٧٥	١٠,٩٣	٩,٧٨	٩,١٥	٨,٧٥	٨,٤٧	٨,٢٦	٨,١٠	٧,٩٨	٧,٨٧
٧	١٢,٢٥	٩,٥٥	٨,٤٥	٧,٨٥	٧,٤٦	٧,١٩	٦,٩٩	٦,٨٤	٦,٧٢	٦,٦٢
٨	١١,٢٦	٨,٦٥	٧,٥٩	٧,٠١	٦,٦٣	٦,٣٧	٦,١٨	٦,٠٣	٥,٩١	٥,٨١
٩	١٠,٥٦	٨,٠٢	٦,٩٩	٦,٤٢	٦,٠٦	٥,٨٠	٥,٦١	٥,٤٧	٥,٣٥	٥,٢٦
١٠	١٠,٠٤	٧,٥٦	٦,٥٥	٥,٩٩	٥,٦٤	٥,٣٩	٥,٢٠	٥,٠٦	٤,٩٤	٤,٨٥
١١	٩,٦٥	٧,٢١	٦,٢٢	٥,٦٧	٥,٣٢	٥,٠٧	٤,٨٩	٤,٧٤	٤,٦٣	٤,٥٤
١٢	٩,٣٣	٦,٩٣	٥,٩٥	٥,٤١	٥,٠٦	٤,٨٢	٤,٦٤	٤,٥٠	٤,٣٩	٤,٣٠
١٣	٩,٠٧	٦,٧٠	٥,٧٤	٥,٢١	٤,٨٦	٤,٦٢	٤,٤٤	٤,٣٠	٤,١٩	٤,١٠
١٤	٨,٨٦	٦,٥١	٥,٥٦	٥,٠٤	٤,٧٠	٤,٤٦	٤,٢٨	٤,١٤	٤,٠٣	٣,٩٤
١٥	٨,٦٨	٦,٣٦	٥,٤٢	٤,٨٩	٤,٥٦	٤,٣٢	٤,١٤	٤,٠٠	٣,٩٠	٣,٨١
١٦	٨,٥٣	٦,٢٣	٥,٢٩	٤,٧٧	٤,٤٤	٤,٢٠	٤,٠٣	٣,٨٩	٣,٧٨	٣,٦٩
١٧	٨,٤٠	٦,١١	٥,١٩	٤,٦٧	٤,٣٤	٤,١٠	٣,٩٣	٣,٧٩	٣,٦٨	٣,٥٩
١٨	٨,٢٩	٦,٠١	٥,٠٩	٤,٥٨	٤,٢٥	٤,٠١	٣,٨٤	٣,٧١	٣,٦٠	٣,٥١
١٩	٨,١٩	٥,٩٣	٥,٠١	٤,٥٠	٤,١٧	٣,٩٤	٣,٧٧	٣,٦٣	٣,٥٢	٣,٤٣
٢٠	٨,١٠	٥,٨٥	٤,٩٤	٤,٤٣	٤,١٠	٣,٨٧	٣,٧٠	٣,٥٦	٣,٤٦	٣,٣٧
٢١	٨,٠٢	٥,٧٨	٤,٨٧	٤,٣٧	٤,٠٤	٣,٨١	٣,٦٤	٣,٥١	٣,٤٠	٣,٣١
٢٢	٧,٩٥	٥,٧٢	٤,٨٢	٤,٣١	٣,٩٩	٣,٧٦	٣,٥٩	٣,٤٥	٣,٣٥	٣,٢٦
٢٣	٧,٨٨	٥,٦٦	٤,٧٦	٤,٢٦	٣,٩٤	٣,٧١	٣,٥٤	٣,٤١	٣,٣٠	٣,٢١
٢٤	٧,٨٢	٥,٦١	٤,٧٢	٤,٢٢	٣,٩٠	٣,٦٧	٣,٥٠	٣,٣٦	٣,٢٦	٣,١٧
٢٥	٧,٧٧	٥,٥٧	٤,٦٨	٤,١٨	٣,٨٦	٣,٦٣	٣,٤٦	٣,٣٢	٣,٢٢	٣,١٣
٢٦	٧,٧٢	٥,٥٣	٤,٦٤	٤,١٤	٣,٨٢	٣,٥٩	٣,٤٢	٣,٢٩	٣,١٨	٣,٠٩
٢٧	٧,٦٨	٥,٤٩	٤,٦٠	٤,١١	٣,٧٩	٣,٥٦	٣,٣٩	٣,٢٦	٣,١٥	٣,٠٦
٢٨	٧,٦٤	٥,٤٥	٤,٥٧	٤,٠٧	٣,٧٥	٣,٥٣	٣,٣٦	٣,٢٣	٣,١٢	٣,٠٣
٢٩	٧,٦٠	٥,٤٢	٤,٥٤	٤,٠٥	٣,٧٣	٣,٥٠	٣,٣٣	٣,٢٠	٣,٠٩	٣,٠١
٣٠	٧,٥٦	٥,٣٩	٤,٥١	٤,٠٢	٣,٧٠	٣,٤٧	٣,٣٠	٣,١٧	٣,٠٧	٢,٩٨
٤٠	٧,٣١	٥,١٨	٤,٣١	٣,٨٣	٣,٥١	٣,٢٩	٣,١٢	٢,٩٩	٢,٨٩	٢,٨٠
٦٠	٧,٠٨	٤,٩٨	٤,١٣	٣,٦٥	٣,٣٤	٣,١٢	٢,٩٥	٢,٨٢	٢,٧٢	٢,٦٣
١٢٠	٦,٨٥	٤,٧٩	٣,٩٥	٣,٤٨	٣,١٧	٢,٩٦	٢,٧٩	٢,٦٦	٢,٥٦	٢,٤٧
∞	٦,٦٤	٤,٦١	٣,٧٨	٣,٣٢	٣,٠٢	٢,٨٠	٢,٦٤	٢,٥١	٢,٤١	٢,٣٢

جدول القيم الحرجة لإحصاءة فريدمان

في حالة (ن (عدد المفحوصين)≤١٠ ، ك(عدد المعالجات) >٤) يتم التقريب إلى توزيع كا^{2} كما سبق إيضاحه في متن الكتاب

العلامة(–) تعني أن القيمة المحسوبة لا يمكن أن تكون دالة .

عدد المفحوصين	ك =٣		ك=٤	
	٠,٠٥	٠,٠١	٠,٠٥	٠,٠١
٢	–	–	٦	–
٣	٦	–	٧,٤	٩
٤	٦,٥	٨	٧,٨	٩,٦
٥	٦,٤	٨,٤	٧,٨	٩,٩٦
٦	٧	٩	٧,٦	١٠,٢٠
٧	٧,١٤٣	٨,٨٥٧	٧,٨	١٠,٥٤
٨	٦,٢٥٠	٩	٧,٦٥٠	١٠,٥٠
٩	٦,٢٢٢	٩,٥٥٦	٧,٦٦٧	١٠,٧٣

جدول القيم الحرجة للمدى المعياري (ق)

درجة حرية التباين داخل المجموعات (التباين الخطأ)	مستوى الدلالة	عدد المتوسطات ٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠
١	٠,٠٥	١٨,٠٧	٢٧,٠٧	٣٢,٩٣	٣٧,١٥	٤٠,٤٨	٤٣,٢٠	٤٥,٥٠	٤٧,٤٨	٤٩,٢٢
	٠,٠١	٩٣,١٦	١٣٨,٣١	١٦٨,٧٣	١٨٩,١٧	٢٠٦,٢٠	٢١٩,٥٣	٢٣١,٧٢	٢٤١,٨٨	٢٥٠,٨٤
٢	٠,٠٥	٦,١٠	٨,٣٤	٩,٨١	١٠,٨٩	١١,٧٤	١٢,٤٤	١٣,٠٤	١٣,٥٥	١٤,٠٠
	٠,٠١	١٤,٢٥	١٩,٢١	٢٢,٥٢	٢٤,٩٠	٢٦,٨١	٢٨,٣٨	٢٩,٧٥	٣٠,٩٢	٣١,٩٣
٣	٠,٠٥	٤,٥١	٥,٩١	٦,٨٣	٧,٥٠	٨,٠٤	٨,٤٨	٨,٨٦	٩,١٨	٩,٤٧
	٠,٠١	٨,٣١	١٠,٦٦	١٢,٢٣	١٣,٣٦	١٤,٢٨	١٥,٠٣	١٥,٦٩	١٦,٢٥	١٦,٧٥
٤	٠,٠٥	٣,٩٣	٥,٠٤	٥,٧٦	٦,٢٩	٦,٧١	٧,٠٦	٧,٣٥	٧,٦٠	٧,٨٣
	٠,٠١	٦,٥٤	٨,١٥	٩,٢١	٩,٩٩	١٠,٦١	١١,١٣	١١,٥٧	١١,٩٦	١٢,٣٠
٥	٠,٠٥	٣,٦٤	٤,٦١	٥,٢٢	٥,٦٨	٦,٠٤	٦,٣٣	٦,٥٩	٦,٨٠	٧,٠٠
	٠,٠١	٥,٧٣	٧,٠٠	٧,٨٣	٨,٤٤	٨,٩٣	٩,٣٤	٩,٦٩	١٠,٠٠	١٠,٢٧
٦	٠,٠٥	٣,٤٦	٤,٣٤	٤,٩٠	٥,٣١	٥,٦٣	٥,٩٠	٦,١٢	٦,٣٢	٦,٥٠
	٠,٠١	٥,٢٧	٦,٣٥	٧,٠٥	٧,٥٧	٧,٩٩	٨,٣٤	٨,٦٣	٨,٨٩	٩,١٢
٧	٠,٠٥	٣,٣٥	٤,١٧	٤,٦٨	٥,٠٦	٥,٣٦	٥,٦١	٥,٨٢	٦,٠٠	٦,١٦
	٠,٠١	٤,٩٧	٥,٩٣	٦,٥٦	٧,٠٢	٧,٣٩	٧,٦٩	٧,٩٥	٨,١٨	٨,٣٨
٨	٠,٠٥	٣,٢٦	٤,٠٤	٤,٥٣	٤,٨٩	٥,١٧	٥,٤٠	٥,٦٠	٥,٧٧	٥,٩٢
	٠,٠١	٤,٧٦	٥,٦٥	٦,٢٢	٦,٦٤	٦,٩٧	٧,٢٥	٧,٤٩	٧,٦٩	٧,٨٨
٩	٠,٠٥	٣,٢٠	٣,٩٥	٤,٤٢	٤,٧٦	٥,٠٣	٥,٢٥	٥,٤٣	٥,٦٠	٥,٧٤
	٠,٠١	٤,٦١	٥,٤٤	٥,٩٧	٦,٣٦	٦,٦٧	٦,٩٢	٧,١٥	٧,٣٤	٧,٥١
١٠	٠,٠٥	٣,١٥	٣,٨٨	٤,٣٣	٤,٦٦	٤,٩١	٥,١٣	٥,٣١	٥,٤٦	٥,٦٠
	٠,٠١	٤,٥٠	٥,٢٨	٥,٧٨	٦,١٥	٦,٤٤	٦,٦٨	٦,٨٨	٧,٠٦	٧,٢٢
١١	٠,٠٥	٣,١٢	٣,٨٢	٤,٢٦	٤,٥٨	٤,٨٢	٥,٠٣	٥,٢٠	٥,٣٥	٥,٤٩
	٠,٠١	٤,٤١	٥,١٦	٥,٦٣	٥,٩٨	٦,٢٥	٦,٤٨	٦,٦٨	٦,٨٥	٧,٠٠
١٢	٠,٠٥	٣,٠٨	٣,٧٨	٤,٢٠	٤,٥١	٤,٧٥	٤,٩٥	٥,١٢	٥,٢٧	٥,٤٠
	٠,٠١	٤,٣٣	٥,٠٩	٥,٥١	٥,٨٤	٦,١١	٦,٣٣	٦,٥٢	٦,٦٨	٦,٨٢
١٣	٠,٠٥	٣,٠٦	٣,٧٤	٤,١٥	٤,٤٥	٤,٦٩	٤,٨٩	٥,٠٥	٥,١٩	٥,٣٢
	٠,٠١	٤,٢٧	٤,٩٧	٥,٤١	٥,٧٣	٥,٩٩	٦,٢٠	٦,٣٨	٦,٥٤	٦,٦٧
١٤	٠,٠٥	٣,٠٤	٣,٧٠	٤,١١	٤,٤١	٤,٦٤	٤,٨٣	٤,٩٩	٥,١٣	٥,٢٥
	٠,٠١	٤,٢٢	٤,٩٠	٥,٣٣	٥,٦٤	٥,٨٩	٦,٠٩	٦,٢٧	٦,٤٢	٦,٥٥
١٥	٠,٠٥	٣,٠٢	٣,٦٨	٤,٠٨	٤,٣٧	٤,٦٠	٤,٧٨	٤,٩٤	٥,٠٨	٥,٢٠
	٠,٠١	٤,١٨	٤,٨٤	٥,٢٦	٥,٥٦	٥,٨٠	٦,٠٠	٦,١٧	٦,٣٢	٦,٤٥
١٦	٠,٠٥	٣,٠٠	٣,٦٥	٤,٠٥	٤,٣٣	٤,٥٦	٤,٧٤	٤,٩٠	٥,٠٣	٥,١٥
	٠,٠١	٤,١٤	٤,٧٩	٥,٢٠	٥,٥٠	٥,٧٣	٥,٩٢	٦,٠٩	٦,٢٣	٦,٣٦
١٧	٠,٠٥	٢,٩٩	٣,٦٣	٤,٠٢	٤,٣٠	٤,٥٣	٤,٧١	٤,٨٦	٤,٩٩	٥,١١
	٠,٠١	٤,١١	٤,٧٥	٥,١٥	٥,٤٤	٥,٦٦	٥,٨٥	٦,٠١	٦,١٥	٦,٢٨
١٨	٠,٠٥	٢,٩٧	٣,٦١	٤,٠٠	٤,٢٨	٤,٥٠	٤,٦٧	٤,٨٣	٤,٩٦	٥,٠٧
	٠,٠١	٤,٠٨	٤,٧١	٥,١٠	٥,٣٩	٥,٦١	٥,٧٩	٥,٩٥	٦,٠٩	٦,٢١

تابع جدول القيم الحرجة للمدى المعيارى (ق)

درجة حرية التباين داخل المجموعات (تباين الخطأ)											
	١٩	٠,٠٥	٢,٩٦	٣,٥٩	٣,٩٨	٤,٢٥	٤,٤٧	٤,٦٥	٤,٨٠	٤,٩٣	٥,٠٤
		٠,٠١	٤,٠٦	٤,٦٨	٥,٠٦	٥,٣٤	٥,٥٦	٥,٧٤	٥,٨٩	٦,٠٣	٦,١٥
	٢٠	٠,٠٥	٢,٩٥	٣,٥٨	٣,٩٦	٤,٢٣	٤,٤٥	٤,٦٢	٤,٧٧	٤,٩٠	٥,٠١
		٠,٠١	٤,٠٣	٤,٦٥	٥,٠٢	٥,٣٠	٥,٥٢	٥,٦٩	٥,٨٤	٥,٩٨	٦,٠٩
	٢١	٠,٠٥	٢,٩٤	٣,٥٧	٣,٩٤	٤,٢١	٤,٤٣	٤,٦٠	٤,٧٥	٤,٨٧	٤,٩٨
		٠,٠١	٤,٠١	٤,٦٢	٤,٩٩	٥,٢٦	٥,٤٨	٥,٦٥	٥,٨٠	٥,٩٣	٦,٠٤
	٢٢	٠,٠٥	٢,٩٤	٣,٥٥	٣,٩٣	٤,٢٠	٤,٤١	٤,٥٨	٤,٧٢	٤,٨٥	٤,٩٦
		٠,٠١	٤,٠٠	٤,٥٩	٤,٩٦	٥,٢٣	٥,٤٤	٥,٦١	٥,٧٦	٥,٨٩	٦,٠٠
	٢٣	٠,٠٥	٢,٩٣	٣,٥٤	٣,٩٢	٤,١٨	٤,٣٩	٤,٥٦	٤,٧٠	٤,٨٣	٤,٩٤
		٠,٠١	٣,٩٨	٤,٥٧	٤,٩٤	٥,٢٠	٥,٤١	٥,٥٨	٥,٧٢	٥,٨٥	٥,٩٦
	٢٤	٠,٠٥	٢,٩٢	٣,٥٣	٣,٩٠	٤,١٧	٤,٣٧	٤,٥٤	٤,٦٩	٤,٨١	٤,٩٢
		٠,٠١	٣,٩٦	٤,٥٥	٤,٩١	٥,١٨	٥,٣٨	٥,٥٥	٥,٦٩	٥,٨١	٥,٩٢
	٢٥	٠,٠٥	٢,٩١	٣,٥٢	٣,٨٩	٤,١٥	٤,٣٦	٤,٥٣	٤,٦٧	٤,٧٩	٤,٩٠
		٠,٠١	٣,٩٥	٤,٥٣	٤,٨٩	٥,١٥	٥,٣٥	٥,٥٢	٥,٦٦	٥,٧٨	٥,٨٩
	٢٦	٠,٠٥	٢,٩١	٣,٥٢	٣,٨٨	٤,١٤	٤,٣٥	٤,٥١	٤,٦٥	٤,٧٧	٤,٨٨
		٠,٠١	٣,٩٤	٤,٥٢	٤,٨٧	٥,١٣	٥,٣٣	٥,٤٩	٥,٦٣	٥,٧٥	٥,٨٦
	٢٧	٠,٠٥	٢,٩٠	٣,٥١	٣,٨٧	٤,١٣	٤,٣٣	٤,٥٠	٤,٦٤	٤,٧٦	٤,٨٧
		٠,٠١	٣,٩٣	٤,٥٠	٤,٨٥	٥,١١	٥,٣١	٥,٤٧	٥,٦١	٥,٧٣	٥,٨٣
	٢٨	٠,٠٥	٢,٩٠	٣,٥٠	٣,٨٦	٤,١٢	٤,٣٢	٤,٤٩	٤,٦٣	٤,٧٥	٤,٨٥
		٠,٠١	٣,٩٢	٤,٤٩	٤,٨٤	٥,٠٩	٥,٢٨	٥,٤٥	٥,٥٨	٥,٧٠	٥,٨١
	٢٩	٠,٠٥	٢,٨٩	٣,٤٩	٣,٨٥	٤,١١	٤,٣١	٤,٤٨	٤,٦١	٤,٧٣	٤,٨٤
		٠,٠١	٣,٩١	٤,٤٧	٤,٨٢	٥,٠٧	٥,٢٧	٥,٤٣	٥,٥٦	٥,٦٨	٥,٧٨
	٣٠	٠,٠٥	٢,٨٩	٣,٤٩	٣,٨٥	٤,١٠	٤,٣٠	٤,٤٧	٤,٦٠	٤,٧٢	٤,٨٣
		٠,٠١	٣,٩٠	٤,٤٦	٤,٨٠	٥,٠٥	٥,٢٥	٥,٤١	٥,٥٤	٥,٦٦	٥,٧٦
	٤٠	٠,٠٥	٢,٨٦	٣,٤٤	٣,٧٩	٤,٠٤	٤,٢٣	٤,٣٩	٤,٥٢	٤,٦٤	٤,٧٤
		٠,٠١	٣,٨٣	٤,٣٧	٤,٧٠	٤,٩٤	٥,١٢	٥,٢٧	٥,٤٠	٥,٥١	٥,٦٠
	٥٠	٠,٠٥	٢,٨٤	٣,٤٢	٣,٧٦	٤,٠٠	٤,١٩	٤,٣٤	٤,٤٧	٤,٥٩	٤,٦٨
		٠,٠١	٣,٧٩	٤,٣٢	٤,٦٤	٤,٨٧	٥,٠٥	٥,١٩	٥,٣١	٥,٤٢	٥,٥١
	٦٠	٠,٠٥	٢,٨٣	٣,٤٠	٣,٧٤	٣,٩٨	٤,١٦	٤,٣٢	٤;٤٤	٤,٥٥	٤,٦٥
		٠,٠١	٣,٧٧	٤,٢٩	٤,٦٠	٤,٨٢	٥,٠٠	٥,١٤	٥,٢٦	٥,٣٦	٥,٤٥
	٧٠	٠,٠٥	٢,٨٢	٣,٣٩	٣,٧٢	٣,٩٦	٤,١٥	٤,٢٩	٤,٤٢	٤,٥٣	٤,٦٢
		٠,٠١	٣,٧٥	٤,٢٦	٤,٥٧	٤,٧٩	٤,٩٦	٥,١٠	٥,٢٢	٥,٣٢	٥,٤١
	٧٥	٠,٠٥	٢,٨٢	٣,٣٨	٣,٧٢	٣,٩٥	٤,١٤	٤,٢٩	٤,٤١	٤,٥٢	٤,٦١
		٠,٠١	٣,٧٤	٤,٢٥	٤,٥٦	٤,٧٨	٤,٩٥	٥,٠٩	٥,٢٠	٥,٣٠	٥,٣٩
	٨٠	٠,٠٥	٢,٨٢	٣,٣٨	٣,٧١	٣,٩٥	٤,١٣	٤,٢٨	٤,٤٠	٤,٥١	٤,٦٠
		٠,٠١	٣,٧٤	٤,٢٥	٤,٥٥	٤,٧٧	٤,٩٤	٥,٠٧	٥,١٩	٥,٢٩	٥,٣٨
	٩٠	٠,٠٥	٢,٨١	٣,٣٧	٣,٧٠	٣,٩٤	٤,١٢	٤,٢٧	٤,٣٩	٤,٥٠	٤,٥٩
		٠,٠١	٣,٧٣	٤,٢٣	٤,٥٣	٤,٧٥	٤,٩٢	٥,٠٥	٥,١٧	٥,٢٦	٥,٣٥
	١٠٠	٠,٠٥	٢,٨١	٣,٣٧	٣,٧٠	٣,٩٣	٤,١١	٤,٢٦	٤,٣٨	٤,٤٩	٤,٥٨
		٠,٠١	٣,٧٢	٤,٢٢	٤,٥٢	٤,٧٣	٤,٩٠	٥,٠٤	٥,١٥	٥,٢٥	٥,٣٣

جدول القيم الحرجة لإحصاءة $كا^2$

درجات الحرية	٠,٠٥	٠,٠١
١	٣,٨٤١	٦,٦٣٥
٢	٥,٩٩١	٩,٢١٠
٣	٧,٨١٥	١١,٣٤٥
٤	٩,٤٨٨	١٣,٢٧٧
٥	١١,٠٧٠	١٥,٠٨٦
٦	١٢,٥٩٢	١٦,٨١٢
٧	١٤,٠٦٧	١٨,٤٧٥
٨	١٥,٥٠٧	٢٠,٠٩٠
٩	١٦,٩١٩	٢١,٦٦٦
١٠	١٨,٣٠٧	٢٣,٢٠٩
١١	١٩,٦٧٥	٢٤,٧٢٥
١٢	٢١,٠٢٦	٢٦,٢١٧
١٣	٢٢,٣٦٢	٢٧,٦٨٨
١٤	٢٣,٦٨٥	٢٩,١٤١
١٥	٢٤,٩٩٦	٣٠,٥٧٨
١٦	٢٦,٢٩٦	٣٢,٠٠٠
١٧	٢٧,٥٨٧	٣٣,٤٠٩
١٨	٢٨,٨٦٩	٣٤,٨٠٥
١٩	٣٠,١٤٤	٣٦,١٩١
٢٠	٣١,٤١٠	٣٧,٥٦٦
٢١	٣٢,٦٧١	٣٨,٩٣٢
٢٢	٣٣,٩٢٤	٤٠,٢٨٩
٢٣	٣٥,١٧٢	٤١,٦٣٨
٢٤	٣٦,٤١٥	٤٢,٩٨٠
٢٥	٣٧,٦٥٢	٤٤,٣١٤
٢٦	٣٨,٨٨٥	٤٥,٦٤٢
٢٧	٤٠,١١٣	٤٦,٩٦٣
٢٨	٤١,٣٣٧	٤٨,٢٧٨
٢٩	٤٢,٥٥٧	٤٩,٥٨٨
٣٠	٤٣,٧٧٣	٥٠,٨٩٢

مراجع الكتاب

السيد محمد خيرى(١٩٩٩). الإحصاء فى البحوث النفسية.القاهرة:دار الفكر العربى

أنور رياض عبد الرحيم(١٩٩١). تأثير الذكاء و البيئة الأسرية و الواجب المدرسى و مشاهدة برامج التليفزيون فى التحصيل الدراسى :دراسة باستخدام تحليل المسار. مجلة البحث فى التربية و علم النفس .كلية التربية،جامعة المنيا ٤(٣)،١١٣- ١٤٨ .

حجاج غانم أحمد على (٢٠٠٤:أ) .قرار التصنيف الناتج عن طريقتى أنجوف و ندلسكاى فى تحديد درجة القطع لاختبار محكي المرجع :دراسة تجريبية .مجلة البحث فى التربية و علم النفس .كلية التربية.جامعة المنيا .١٧(٣)،٢٨٩-٣٤٧ .

حجاج غانم أحمد على (٢٠٠٤:ب) .أثر الكفاءة الذاتية لدى معلمى التربية الخاصة كناتج لبعض المتغيرات على التوافق الاجتماعى لدى تلاميذهم.رسالة دكتوراة .كلية التربية بقنا . جامعة جنوب الوادى.

حجاج غانم أحمد على(٢٠٠١). بعض العوامل النفسية و الاجتماعية الكامنة وراء اضطراب عجز الانتباه المصحوب بالنشاط الحركى الزائد لدى تلاميذ المرحلة الابتدائية دراسة باستخدام تحليل المسار. رسالة ماجستير. .كلية التربية بقنا . جامعة جنوب الوادى.

حجاج غانم أحمد على(٢٠٠٥). علم النفس التربوى تحليل نظرى و سيكومترى لخمسة مقاييس فى التربية العادية و الخاصة.القاهرة:عالم الكتب.

رشدى فام منصور(١٩٩٧). حجم التأثير الوجه المكمل للدلالة الإحصائية.المجلة المصرية للدراسات النفسية.٧(١٦)،٥٧-٧٥.

زكريا أحمد الشربينى(٢٠٠١) .الإحصاء اللابارامترى مع استخدام Spss فى العلوم النفسية و التربوية و الاجتماعية .القاهرة :مكتبة الأنجلو المصرية .

صفوت فرج(١٩٩٦). الإحصاء فى علم النفس(ط٣).القاهرة:مكتبة الأنجلو المصرية .

صلاح أحمد مراد(٢٠٠٠) .الأساليب الإحصائية فى العلوم النفسية و التربوية و الاجتماعية.القاهرة: مكتبة الأنجلو المصرية .

صلاح الدين محمود علام(١٩٨٥) . تحليل البيانات البحوث النفسية و التربوية (ط٣).القاهرة: دار الفكر العربى .

صلاح الدين محمود علام(٢٠٠٠) . تحليل بيانات البحوث النفسية و التربوية و الاجتماعية (ط٣).القاهرة: دار الفكر العربى .

صلاح الدين محمود علام(٢٠٠٤) .الأساليب الإحصائية الاستدلالية فى تحليل بيانات البحوث النفسية و التربوية و الاجتماعية البارامترية واللابارامترية .القاهرة: دار الفكر العربى .

عبد النعم أحمد الدردير(٢٠٠٦).الإحصاء البارامترى و اللابارامترى فى اختبار فروض البحوث النفسية و التربوية و الاجتماعية .القاهرة :عالم الكتب.

على حسين بدارى(١٩٩٠). إسهام معزوات النجاح السابق ،و توقع النجاح و تقدير الذات و التنبؤ بالجهد فى الأداء التحصيلى اللاحق لدى طالبات كلية التربية بالمنيا . مجلة البحث فى التربية و علم النفس .كلية التربية، جامعة المنيا ٤(٣)، ١٩٩-٢٣٥ .

عماد عبد المسيح (١٩٩١) .نمذجة العلاقات السببية بين مستوى التحصيل الدراسى و الاتجاهات النفسية التربوية نحو مهنة التدريس و متغيرات البيئة الاجتماعية للأسرة لدى طلاب كلية التربية بالمنيا . مجلة البحث فى التربية و علم النفس .كلية التربية.جامعة المنيا .٤(٤)، ٥٨٩-٦٢٦ .

فؤاد أبو حطب ، آمال صادق(١٩٩١).مناهج البحث و طرق التحليل الإحصائى فى العلوم النفسية و التربوية و الاجتماعية .القاهرة: مكتبة الأنجلو المصرية .

محسوب عبد القادر الضوى(٢٠٠٦) . الإحصاء الاستدلالى المتقدم فى التربية و علم النفس .القاهرة: مكتبة الأنجلو المصرية .

محمد أبو يوسف(١٩٨٩). الإحصاء فى البحوث العلمية.القاهرة: المكتبة الأكاديمية .

ملتون سميث : ترجمة :ابراهيم بسيونى عميرة (١٩٨٥).الدليل إلى الإحصاء فى التربية و علم النفس (ط٢).القاهرة: دار المعارف .

Aron,A. & Aron, E.(1994). Statistics For Psychology .New Jercy : Prentice – Hall International .

Babbie,E.;Halley,F.&Zaino,J. (2003).Adventures In Social Research :Data Analysis Using SPSS 11.0/11.5 For Windows(5^{th}) .Thousand Oak: Pine Forge Press .

Brace, N.; Kemp, R. & Snelgar (2006) .SPSS For Psychologists :A Guide To Data Analysis Using SPSS For Windows(Versions 12 And 13) . (3^{rd}). *Pal grave : Macmillan.*

Bryman&Gramer(2001). Quantitative Data Analysis With SPSS Release 10 For Windows: A Guide For Social Scientists Uk: Routledge.

Cohen,J.(1988). Statistical Power Analysis For The Behavioral Sciences(2^{nd}) . New York: Lawrence Erlbaum Associates.

Coolican,H.(1999). Introduction To Research Methods And Statistics In Psychology(2^{nd}) .Oxford.: Oxford University Press.

Cramer,D.(1994).Introducing Statistics For Social Research: Step-By-Step Calculations And Computer Techniques Using SPSS . UK: Routledge.

Downing,D. &Clark,J.(1996). Statistics The Easy Way.(3^{rd}).Canada : Barron's Educational Series.

Field,A.(2005). Discovering Statistics Using SPSS(2^{nd}). London: Sage Publications Inc

Frank,H. &Althoen (1994) . Statistics Concepts And Applications. Cambridge University Press .

Hinton,P.;Brownlow,C.; *McMurray , I. &Cozens,B.(2003).SPSS Explained* .Uk :Routledge

Kim,S.(1992).Statistics And Decisions :An Introduction To Foundations .CRC Press .

Kinnear, P. , & Gray, C. (2004). SPSS 12 Made Simple .New York: Psychology Press .

Landau,S. &Everitt,B.(2004). A Handbook Of Statistical Analyses Using SPSS.Uk: Chapman &Hall.

Marques,J.(2003). Applied Statistics Using SPSS, STATISTICA, And *MATLAB,New York: Spriger Press .*

Morgan,G.& Griego,O.(1998). Easy Use And Interpretation Of SPSS For Windows: Answering Research Questions Statistics . U: Routledge.

Nunnally,J.(1978).Psychometric Theory .New York.2^{nd}:Macgraw-Hill .

Pallant,J.(2007). SPSS Survival Manual: A Step By Step Guide To Data Analysis Using SPSS. Sydney,3rd:*Allen&Unwin .*

Peers,I,(1996). Statistical Analysis For Education And Psychology Researchers. Uk : Routledge.

فهرس الكتاب	
الموضوع	الصفحات

Inv: 3085
Date:15/12/2013

الإحصاء التربوى

يدويًا وباستخدام SPSS

هذا الكتاب

لقد نبعت الفكرة الرئيسية لهذا الكتاب من طبيعة العصر الحالى الذى نعيش فيه و الذى تسيطر عليه التكنولوجيا بصورة فاقت الخيال فى كافة المجالات و العلوم و من هذه العلوم علم الإحصاء *Statistics* حتى رأينا أن هناك برامج جاهزة على الكمبيوتر لإجراء المعالجات الإحصائية المختلفة (المتوسط الوسيط المنوال معامل الارتباط اختبارت - اختبار فى تحليل الانحدار- الاختبارات اللابارامترية .... إلى آخره من المعالجات الإحصائية) .

و من ثم رأى المؤلف ثمة فائدة قد تعود على القارئ إذا تم تزويده بكيفية إجراء المعالجات الإحصائية يدوياً ***Manually*** وكذلك الكترونياً باستخدام إحدى البرامج الإحصائية حتى تتسع دائرة الفهم لدى القارئ أو الباحث أو المهتم بعلم الإحصاء.

وعلى ذلك تم عرض الأسلوب الإحصائى و كيفية حسابه يدوي من خلال أ[illegible]ة نفسية وتربوية ، ثم تم تزويد القارئ بالطريقة [illegible] لإجراء نفس المعالجة الإحصائية عن طريق الكمبيوتر [illegible] ى إحدى البرامج الإحصائية وهو برنامج *SPSS*


ISBN 977-232-621-3

www.alamalkotob.com